АКАДЕМИЯ НАУК СССР
ACADÉMIE DES SCIENCES DE L'URSS

ТРУДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА

Том I

TRAVAUX DE L'INSTITUT DE DÉMOGRAPHIE

Tome 1

ЛЕНИНГРАД • ИЗДАТЕЛЬСТВО АКАДЕМИИ НАУК СССР · 1934

Н 453/53

ГОСУДАРСТВЕННАЯ
БИБЛИОТЕКА
Общества изучения
Академии Наук СССР

Напечатано по распоряжению Академии Наук СССР

Декабрь 1933 г.

Непременный секретарь академик *В. Волги*

Редактор издания академик И. М. Виноградов

Технический редактор К. А. Гранстрем. — Ученый корректор Е. М. Мастыко

Сдано в набор 21 июля 1933 г. — Подписано к печати 19 декабря 1933 г.

233 стр. (6 фиг.)

Формат бум. 72 × 110 см. — 14⅝ печ. л. — 61 898 печ. зн. — Тираж 2000

Ленгорлит № 25573. — АНИ № 225. — Заказ № 1501.

Типография Академии Наук СССР. В. О., 9 линия, 12

ОГЛАВЛЕНИЕ

Стр.

Предисловие 5

С. А. Новосельский и В. В. Паевский. О сводных характеристиках воспроизводства и перспективных исчислениях населения 7

В. В. Паевский и С. А. Новосельский. К вопросу о выравнивании возрастных группировок (с 3 черт.) 39

В. В. Паевский. Об измерении смертности мигрирующих масс населения 63

В. В. Паевский и А. П. Яхонтов. О применении анамнестических методов в демографии (с 1 черт.) 135

Е. А. Гончарова. Смертность и продолжительность жизни населения Карельской АССР (с 2 черт.) 211

SOMMAIRE

Pages

Préface 6

S. Novoselskij et V. Paevskij (S. Novosselski et V. Paevski). Sur les caractéristiques générales de la reproduction et sur les évaluations prospectives de la population 7

V. Paevskij et S. Novoselskij (V. Paevski et S. Novosselski). Sur l'ajustement des groupements par âges 39

V. Paevskij (V. Paevski). Sur le calcul de la mortalité d'une population présentant des mouvements migratoires 63

V. Paevskij et A. Jachontov (V. Paevski et A. Jakhontov). Sur l'application en démographie de la méthode dite anamnéstique 135

E. Gončarova (Gontcharova). Mortalité et durée de la vie de la population de la République Autonome Soviétique Socialiste de Karélie (1926—1927) 211

ПРЕДИСЛОВИЕ

Настоящий первый том „Трудов Демографического Института" включает результаты работ, проводившихся в Институте в течение 1931 и 1932 гг.

Демографический институт, начавший свое существование в составе Академии Наук СССР с 1931 г., первые годы своей деятельности посвящает, как видно из перечня публикуемых статей, работам методологического характера. В дальнейшем, богатейшие результаты Всесоюзной переписи населения, намеченной Совнаркомом Союза на 1935 г., вместе с данными о движении населения за последние годы, должны дать материалы к тем конкретным исследованиям в области демографии Союза, к которым Институт предполагает приступить при помощи разрабатывающихся ныне методологических приемов.

Работы, результаты которых публикуются в настоящее время, велись всем, немногочисленным пока, коллективом работников Института, в составе В. В. Паевского, С. А. Новосельского, А. Н. Типольт, Е. А. Гончаровой, А. П. Яхонтова и С. Н. Дюковой.

1932 г.

Директор Демографического Института
Академии Наук СССР
академик И. Виноградов

PRÉFACE

La présente, première livraison des „Travaux de l'Institut de Démographie", renferme les résultats des travaux exécutés à l'Institut au cours des années 1931 et 1932.

L'Institut de Démographie, dont l'existence au sein de l'Académie des Sciences de l'URSS ne date que de 1931, consacre, ainsi qu'il apparaîtra de la table des matières du présent recueil, le période initiale de son activité à des travaux de caractère méthodologique. Par la suite, les résultats abondants à escompter du grand recensement, projeté par le Conseil des Commissaires du peuple de l'URSS pour l'année 1935, de concert avec les données sur le mouvement de la population pendant ces dernières années, devront fournir la matière pour des recherches dans le domaine de la démographie de l'Union. L'Institut se propose, en y procédant, d'appliquer dans bien des cas des méthodes et procédés en cours d'élaboration à l'heure actuelle.

Les travaux dont les résultats sont publiés aujourd'hui ont été conduits en commun par tout le personnel scientifique de l'Institut, en nombre bien restreint encore, composé de V. Paevski, S. Novosselski, A. Tiepolt, E. Gontcharova, A. Iakhontov et S. Dukova.

Le directeur de l'Institut de Démographie
de l'Académie des Sciences de l'URSS
I. Vinogradov

С. А. НОВОСЕЛЬСКИЙ и В. В. ПАЕВСКИЙ

О СВОДНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ ВОСПРОИЗВОДСТВА И ПЕРСПЕКТИВНЫХ ИСЧИСЛЕНИЯХ НАСЕЛЕНИЯ

I

Последние десятилетия перед мировой войной бо́льшая часть западноевропейских стран характеризовалась сравнительно медленным изменением темпов прироста населения во времени. При таких условиях расчеты приблизительной численности населения на предстоящее время сравнительно легко осуществлялись путем простейших подсчетов, основанных на предположении неизменности (или приблизительной неизменности) общего процентного прироста. В то же самое время, возрастная структура населения тех же стран также незначительно менялась на протяжении времени; десятилетний промежуток между двумя последовательными переписями населения обычно не вносил существенных изменений в относительные числа, характеризующие возрастный состав страны. С этой точки зрения практические потребности, ставившие иногда задачи определения относительного веса той или иной возрастной группы на предстоящее десятилетие, легко удовлетворялись принятием предположения о приблизительной стабильности возрастной структуры населения.

При таких условиях, естественно, что в предвоенную эпоху статистические работы, ставящие своей задачей сложные и кропотливые расчеты детального возрастного состава на будущее время и основанные на применении к переписным данным калькуляций, основанных на таблицах смертности, были сравнительно редким явлением и, во всяком случае, производились далеко не во всех странах.

Положение резко изменилось после мировой войны. Как известно, мировая война явилась фактором, вызвавшим значительное временное понижение рождаемости во всех странах, принимавших участие в войне (см. табл. 1).

По России за время мировой (и гражданской) войны не имеется полных данных об изменениях рождаемости. Однако, косвенные указания —

Таблица 1

Число родившихся на 1000 населения в год

Страны	Годы							
	1908—1913	1914	1915	1916	1917	1918	1919	1920
Англия—Уэльс	24.9	23.8	21.8	21.0	17.8	17.7	18.5	25.5
Франция	19.5	17.6	11.6	9.5	10.5	12.2	13.0	21.3
Германия	29.5	26.8	20.4	15.2	13.9	14.3	20.0	25.9
Италия	32.4	31.1	30.2	24.0	19.5	18.1	21.4	31.9
Австрия	31.9	23.3	18.5	14.8	13.9	14.1	18.0	22.4
Венгрия	36.0	34.7	23.7	16.8	16.0	15.4	27.3	31.2
Бельгия	23.4	20.4	16.1	12.9	11.3	11.2	16.3	21.9

показания возрастного состава по переписям 1920, 1923 гг. (для городов) и 1926 г. с несомненностью свидетельствуют о весьма значительном падении рождаемости за это время в нашей стране. Об этом же свидетельствуют и некоторые разрозненные данные, имеющиеся по отдельным губерниям (о них см. ниже) и, наконец, данные по некоторым городам (как, напр., по Ленинграду и Москве), где удалось сохранить непрерывность статистических данных за все время войны.

На 1000 населения рождалось в год

Годы	Ленинград	Москва
1912	27.6	33.5
1913	26.4	32.2
1914	25.0	31.0
1915	22.5	26.9
1916	19.1	22.9
1917	18.7	19.6
1918	17.3	14.7
1919	13.7	17.3
1920	21.8	21.4
1921	34.4	30.6

Не затрагивая здесь вопроса о дальнейших (после 1920—1921 гг.) изменениях в рождаемости (когда началась новая фаза в тенденциях рождаемости), отметим лишь, что после столь катастрофических изменений в рождаемости, какие имели место во время мировой войны в огромной части стран, естественно, должны были отпасть всякие предположения о неизменности на будущее время возрастной структуры населения в этих странах. Столь же иллюзорным сделалось предположение о равномерности роста численности населения.

Кроме того, и сама война, как таковая, явилась немаловажным пертурбационным фактором по отношению к возрастно-половой структуре населения: об этом красноречиво говорят огромные военные потери, падающие прежде всего на молодые рабочие возрасты в мужском населении в воевавших странах.

При этих условиях, в ближайшие же послевоенные годы, почти во всех воевавших странах должен был неизбежно появиться дефицит населения в определенных возрастах, все время передвигающийся по возрастной кривой по направлению к старшим возрастам и совершенно искажающий обычную „нормальную" возрастную структуру населения.

Серьезные практические последствия, связанные с появлением и передвижением этого дефицита (временные дефициты школьных, призывных и рабочих возрастных групп населения), обратили сразу же на себя внимание исследователей-статистиков в разных странах.

Наконец, почти повсеместный факт сильного послевоенного понижения рождаемости, наступивший после кратковременного подъема 1920—1921 гг. и двинувшийся вперед гораздо более быстрым темпом, чем до войны, вызвал ряд серьезных опасений со стороны представителей демографической науки целого ряда стран: во многих случаях возникал основной вопрос — обеспечивает ли создавшееся соотношение между рождаемостью и смертностью дальнейший рост населения страны и не стремится ли та или иная страна к такому уровню, при котором неизбежно должен понизиться ее удельный вес в общем комплексе всех иных стран.

В результате, послевоенная эпоха является свидетелем появления большого количества исследований, посвященных детальным расчетам и анализу будущего возрастного состава и численности населения, произведенных в разных странах уже на основе таблиц смертности и, очень часто, таблиц повозрастной плодовитости населения.

Прежде чем перейти к краткой характеристике главнейших из указанных работ, укажем в нескольких словах на те цели, какие могут преследовать перспективные расчеты численности и возрастного состава, а также наметим два основных направления, выявившиеся в последнее время в исследованиях такого рода.

II

Исследователь в области перспективных расчетов, связанных с населением, обычно имеет в своем распоряжении материалы двоякого рода. С одной стороны — это переписные данные (о возрастном составе), т. е. данные, дающие результативное изображение едва ли не всей предшествующей демографической истории страны как в отношении ее прошлой рождаемости и смертности, так и в отношении многообразных миграционных процессов, происходивших в прошлом.

С другой стороны, исследователь имеет перед собой ряд данных, характеризующих *современную рождаемость и смертность* — чаще всего в виде дифференцированных по возрасту коэффициентов смертности (удобнее всего — в виде таблицы смертности) и плодовитости населения.

Перед исследователем, прежде всего, возникает вопрос о характеристике современной рождаемости и смертности с точки зрения тех изменений, какие может внести эта рождаемость и смертность в современную численность и структуру населения.

Общеизвестны те недостатки, какие свойственны обычным коэффициентам рождаемости и смертности, если их рассматривать как факторы этих изменений. Общеизвестен также ряд способов, какие позволяют значительно лучше приблизиться к основной цели. В случае изолированного изучения смертности — наилучшие результаты достигаются методом таблиц смертности. Однако, совершенно очевидно, что одна и та же таблица смертности, т. е. порядок вымирания, в условиях различной плодовитости может послужить фактором совершенно различных изменений в структуре и численности населения. Но рождаемость и смертность не могут рассматриваться сами по себе, вне времени и пространства. Суждения о тех изменениях в населении, какие они могут внести, приобретают определенность только тогда, когда измеренная смертность (повозрастная) и плодовитость (повозрастная) прилагаются к конкретному населению с конкретной возрастно-половой структурой. Отсюда вытекает основная задача перспективного изучения населения: дать характеристику современной рождаемости и смертности на фоне той возрастно-половой структуры населения, какая сложилась в результате всей прошлой демографической истории страны.

К решению этой задачи можно итти двумя путями. Прежде всего, можно задаться требованием построения таких сводных показателей, которые, включив в себя и данные о современной смертности и рождаемости и возрастно-половой структуре, в результате дали бы характеристику тех тенденций, к каким будут стремиться численность и структура населения при всех заданных условиях.

При решении этой задачи, для большей определенности ее постановки, нередко вопрос ставится лишь о тех предельных условиях, какие должны наступить в результате весьма длительного существования неизменными всех исходных данных. В этом случае исследователь-демограф сознательно абстрагируется от тех конкретных изменений в основных условиях задачи, какие действительно могут наступить во времени (изменение смертности, плодовитости) и ставит вопрос аналогично математику, определяющему направление кривой в некоторой точке (посредством определения направления касательной в этой точке), или физику, определяющему направление криволинейного движения в некоторой точке криволинейного пути.

По этому первому пути в настоящее время направлены исследования ряда авторов — назовем, в первую очередь, исследования A. Lotka, далее Kuczynsk'ого, Bonz'a и Hilburg'a, Mises'a и др.

Вопрос, однако, может ставиться и иным образом: можно не задаваться задачей определения предельных условий и стремиться лишь к тому, чтобы охарактеризовать исходную рождаемость и смертность (опять-таки на фоне современной возрастно-половой структуры) с точки зрения тех изменений, какие она может внести в ближайшие следующие годы и десятилетия и притом так, чтобы получить конкретные сведения в этом направлении для каждого из следующих годов.

Поставленная таким образом задача решается путем прямых исчислений перспективного возрастного состава на основе исходной таблицы смертности и исходной шкалы повозрастной плодовитости.

Задача при этом остается та же: дать характеристику современной рождаемости и смертности на фоне современной возрастной структуры, с точки зрения тех изменений, какие эти исходные условия должны создать в перспективе.

Если рассматривать перспективные исчисления (произведенные на основе неизменяющейся в перспективе повозрастной плодовитости и смертности) с этой точки зрения, то задача перспективных расчетов приобретает характер некоторой научной абстракции и может получить некоторую познавательную ценность.

Между тем, часть зарубежных авторов придает этим исчислениям совершенно иной смысл. Исследователи видят в своих расчетах прямые предсказания или предвидения тех фактических изменений, какие должны наступить в последующие годы.

Нечего и говорить о том, насколько неприемлемой подобная концепция перспективных расчетов является для нас. Тот постулат неизменности во времени повозрастной плодовитости и смертности, который кладется обычно в основу всех этих построений, с нашей точки зрения оказывается лишенным всякого научного смысла. Не только у нас в Союзе, где подобное предположение должно звучать просто нелепостью (и с точки зрения конкретных статистических данных не оправдывается даже и приблизительно), но, в равной мере, и в зарубежных странах гипотеза неизменной во времени плодовитости и смертности не выдерживает критики ни с точки зрения истории, ни с точки зрения элементарного экономического анализа факторов, влияющих на рождаемость и смертность. Достаточно беглого взгляда на коэффициенты рождаемости большей части западноевропейских стран за последние годы, чтобы убедиться в неприемлемости всех и всяких предположений о стабильности.

При этом тот факт, что некоторые исследователи в основу своих построений кладут не стабильность плодовитости, а известное изменение ее (или смертности) во времени — не может изменить принципиально отрицательного взгляда на ценность таких построений с точки зрения

„предвидений" конкретных будущих сдвигов. Дело в том, что все „изменения" во времени, если такие и предполагаются в исследованиях западноевропейских авторов, вводятся чисто формально, вполне механически (напр., путем продолжения во времени наметившейся за последние годы тенденции к понижению рождаемости и т. п.), без анализа причин, породивших и имеющих породить в будущем эти изменения. Нечего и говорить, наконец, о том, что попыток дифференцирования построенных исчислений, отражающих классово-дифференцированную структуру общества, нельзя найти в зарубежной литературе, посвященной перспективным расчетам населения.

Нужно отметить, что и в западноевропейской литературе в настоящее время появился ряд серьезных возражений против концепции задачи перспективных расчетов, как задачи демографического предвидения: в некоторых случаях возражения идут по линии крайнего ограничения сроков, на какие возможны такие „предсказания", в других — за перспективными расчетами вообще отрицается практическая ценность.

Присоединяясь к последней точке зрения и отрицая за исчислениями, произведенными на базе стабильности смертности и плодовитости, всякую ценность в смысле демографических предсказаний конкретных изменений численности и возрастно-половой структуры, — мы считаем возможным рассматривать эти исчисления лишь как своеобразную научную абстракцию, имеющую целью охарактеризовать современную моменту исследования рождаемость и смертность. С этой точки зрения такие исчисления могут представлять некоторый интерес, приобретая концепцию некоторой специальной формы показателей, характеризующих смертность и плодовитость населения (разумеется только современную моменту исследования).

Из сказанного, однако, вовсе не следует, что перспективные расчеты населения вообще не могут иметь практической, плановой ценности. Наоборот, мы считаем, что в условиях нашего Союза плановые расчеты (на небольшие промежутки времени) должны являться и являются одной из составных частей общего народно-хозяйственного плана. Однако, эти расчеты должны вестись на совершенно иных основах. Предпосылками таких расчетов должны служить те потребности в численностях определенных контингентов населения, какие вытекают из общего народно-хозяйственного плана, и те неизбежные изменения в повозрастной смертности и плодовитости, какие (в пределах известных амплитуд) можно предрассчитать на основе конкретного содержания плана в областях здравоохранения, культуры, быта, экономического уровня и т. п.

В дальнейшем приводится краткий обзор западноевропейских и американских попыток исчислений населения. Технически при этих исчислениях исходят из данных последней переписи о распределении населения по полу и возрасту и данных о повозрастной смертности, представленной

в виде таблицы смертности, причем пользуются величинами L_x таблицы (возрастной группировкой стационарного населения). Имея число лиц в возрасте x лет на 1 января календарного года t, для получения чисел лиц в возрасте $x+1$, $x+2$... $x+n$ лет на 1 января следующих календарных лет $t+1$, $t+2$... $t+n$ обычно делят число лиц в возрасте x лет на L_x и последовательно умножают полученное частное a на L_{x+1}, L_{x+2}... L_{x+n}. В Украине, напр., по переписи 17 декабря 1926 г., данные которой можно принять соответствующими данным на 1 января 1927 г., число мальчиков в возрасте 7 лет составляло 302 632. По таблице смертности для Украины[1] L_7 для мужского пола = 72 870

$$a = \frac{302\,632}{72\,870} = 4.15304$$

Таблица 2

ВОЗРАСТ	L_x	Число лиц мужского пола на 1 I 1927 г.	a	Число лиц мужского пола на 1 января			
				1928 г.	1929 г.	1930 г.	1931 г. и т. д.
7—8 л.	72 870	302 632	4.15304	—	—	—	—
8—9 л.	72 362	—	—	300 522	—	—	—
9—10 л.	71 933	—	—	—	298 741	—	—
10—11 л.	71 578	—	—	—	—	297 266	—
11—12 л. и т. д. .	71 301	—	—	—	—	—	296 116

Умножая 4.15304 последовательно на 72 362, 71 933 и т. д., получаем число мальчиков 8 лет на 1 января 1928 г. = 300 522, число мальчиков 9 лет на 1 января 1929 г. = 298 741 и т. д.

Для получения на следующие за годом переписи календарные годы младших возрастных групп (0—1 г., 1—2 л. и т. д.) необходимы числа рождений. Для перспективного определения чисел родившихся обыкновенно основываются на повозрастных коэффициентах плодовитости. Эти повозрастные коэффициенты множат на числа женщин, распределенных по тем же возрастным группам, произведения суммируют и полученную сумму делят на 1000 или на 100. Там, где после переписных лет имеются фактические данные о родившихся, естественно, пользуются фактическими данными. После получения тем или иным путем чисел рождений, число родившихся в календарном году t последовательно умножают на L_0, L_1... и получают

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР, 1926—1927. М. — Л., 1930. Планхозгиз.

числа населения в возрасте 0—1 г. для начала календарного года $t+1$ в возрасте 1—2 лет для календарного года $t+2$ и т. д. В Украине, напр., число родившихся мальчиков в 1927 г. составляло 609 276. Дальнейший ход вычислений виден из табл. 3.

Таблица 3

Возраст	L_x	Число родившихся мальчиков в 1927 г.	Число мальчиков на 1 января				
			1928 г.	1929 г.	1930 г.	1931 г.	1932 г. и т. д.
0—1 г. . .	88 947	609 726	542 333	—	—	—	—
1—2 л. . .	81 704	—	—	498 171	—	—	—
2—3 л. . .	78 616	—	—	—	479342	—	—
3—4 л. . .	76 665	—	—	—	—	467 446	—
4—5 л. . . и т. д.	75 323	—	—	—	—	—	459 264

Для примера, но отнюдь не для „предсказаний", в следующей таблице 4 приводятся произведенные нами исчисления перспективных изменений возрастного состава населения СССР. Так как эти изменения в первую очередь стоят в связи с военным падением рождаемости за 6-летие 1915—1920 гг., то в целях большей наглядности перемещений этого переходящего дефицита данные приводятся по шестилетиям и шестилетним возрастным группам.

Следует иметь в виду, что при всех возможных изменениях рождаемости и смертности общий характер этих „перемещений" должен неизбежно сохраниться.

Исчисления исходят из выравненных чисел населения СССР по переписи 1926 г. и таблицы смертности для Европейской части Союза. Ввиду отсутствия всесоюзных данных о распределении родившихся по возрасту матери, всесоюзные возрастные коэффициенты плодовитости были исчислены по имевшимся материалам за 1926—1927 гг. для Украины и б. Ленинградской губернии и за 1928 г. для Европейской части РСФСР.

Исчисленные по этим данным коэффициенты были пропорционально несколько изменены так, чтобы определенное на основании их среднее число родившихся вовсем Союзе за примыкающие к переписи (1926 г.) годы, отнесенное к общему количеству населения Союза, давало в результате общий коэффициент рождаемости на 4% ниже коэффициента рождаемости в Европейской части СССР (в 1926—1927 гг. коэффициент этот составлял 43.6 на 1000 населения). Это соответствует тому отношению, которое име-

лось в довоенные годы между высотой рождаемости в Евр. России и во всей России (100 : 96).

Построенные для СССР возрастные коэффициенты плодовитости за 1926—1927 гг. представляются в следующем виде:

Возраст	Числа родившихся от матерей данного возраста на 1000 женщин этого возраста
15	0.2
16	1.2
17	10.6
18	50.6
19	128.3
20—24	259.4
25—29	269.0
30—34	224.5
35—39	171.6
40—44	90.8
45—49	23.0
Всего: . . 15—49 лет	159.1

Определенное на основании этих коэффициентов среднее число родившихся в СССР в 1926—1927 гг. составляет 6.143 тысячи и общий коэффициент рождаемости 41.8 на 1000 населения.

Для распределения родившихся по полу бралось обычное соотношение 106 мальчиков на 100 девочек (см. табл. 4).

Резко преуменьшенная, в результате военного падения рождаемости возрастная группа, находящаяся на 1 января 1927 г. в возрасте 6—11 лет, в 1933 г. переходит в возрастные границы 12—17 лет; в 1939 г. эта дефицитная группа состоит в возрасте 18—23 лет, в 1945 г. — в возрасте 24—29 лет и в 1951 г. — в возрасте 30—35 лет. Перемещения этой, хотя и включающей в себя небольшое число возрастов, но значительно уменьшенной в своей численности, группы существенно отражаются и на динамике массивных возрастных групп, в частности, всей группы рабочего возраста 16—59 лет.

III

Перспективные исчисления населения за границей, как было указано выше, производились и в довоенное время, но ограничивались обыкновенно общей численностью населения, не касаясь изменений возрастного

Таблица 4

Население СССР (в тысячах)

На 1-е января

Возраст	Мужской пол					Женский пол				
	1927 г.	1933 г.	1939 г.	1945 г.	1951 г.	1927 г.	1933 г.	1939 г.	1945 г.	1951 г.
0—5	12 910	15 585	17 718	18 374	20 010	12 636	15 299	17 393	18 038	19 642
6—11	8 684	11 665	14 131	16 081	16 671	8 602	11 510	13 950	15 899	16 483
12—17	10 983	8 508	11 428	13 823	15 758	11 344	8 435	11 286	13 683	15 596
18—23	8 790	10 710	8 294	11 145	13 479	9 249	11 082	8 240	11 028	13 371
24—29	6 860	8 477	10 329	7 998	10 748	7 872	8 955	10 731	7 979	10 678
30—35	4 973	6 597	8 153	9 933	7 692	5 509	7 593	8 635	10 349	7 695
36—41	4 516	4 748	6 299	7 782	9 483	5 060	5 292	7 294	8 296	9 939
42—47	3 674	4 243	4 462	5 920	7 314	3 858	4 833	5 056	6 965	7 924
48—53	2 926	3 367	3 889	4 091	5 426	3 452	3 659	4 584	4 794	6 605
54—59	2 358	2 580	2 972	3 431	3 612	2 881	3 207	3 400	4 259	4 458
60—65	1 922	1 992	2 182	2 511	2 897	2 384	2 577	2 872	3 042	3 814
66—71	1 285	1 484	1 539	1 688	1 941	1 598	1 981	2 137	2 384	2 527
72—77	678	857	985	1 021	1 123	899	1 162	1 439	1 550	1 732
78—83	275	373	473	542	561	388	555	718	887	951
84 и выше	159	151	190	243	283	214	236	323	424	531
Неизв.	50	—	—	—	—	39	—	—	—	—
Итого А	—	15 585	31 849	48 278	65 918	—	15 299	31 343	47 620	65 092
Итого Б	71 043	65 752	61 195	56 305	51 080	75 985	71 077	66 715	61 957	56 854
Всего .	71 043	81 337	93 044	104 583	116 998	75 985	86 376	98 058	109 577	121 946

А. Сумма доживших из поколений послепереписных лет.

Б. Сумма доживших из населения по переписи 1926 г.

состава.[1] Исчисления эти производились путем простой экстраполяции, обычно по данным о приросте населения за время между двумя последними переписями. В дальнейшем делались попытки исчисления будущего населения, принимая рост его изменчивым и пользуясь специально выведенными математическими формулами.

[1] У нас вопрос о вычислении некоторых возрастных групп на будущее время ставился академиком В. Я. Буняковским. См. его работу „О вероятной числительности контингентов русской армии в 1883, 1884 и 1885 гг. Прил. к XXV т. Зап. Акад. Наук, 1875.

АКАДЕМ

За последние годы для описания роста населения приобрела известность „логистическая кривая", выведенная еще в 40-х годах XIX в. бельгийским математиком Verhulst'ом и недавно вновь открытая, повидимому, независимо от него, и предложенная, как некий „закон" роста населения, американскими авторами Pearl'ем и Reed'ом.[1] Обычно пользуются уравнением вида

$$y = d + \frac{k}{1 + e^{a + bx}}$$

где x — время в годах, y — население, k — расстояние между асимптотами кривой, d — расстояние нижней асимптоты от оси X, a и b — постоянные, e — основание натуральных логарифмов.

Логистическая функция является во многих случаях вполне пригодной для интерполяции в целях получения промежуточных величин для отдельных календарных лет между переписями населения, но для перспективных расчетов также мало пригодна, как и простая экстраполяция, представляя в сущности новую механистическую попытку формулировки абстрактного закона развития человеческого населения, по аналогии с размножением растений и животных.

У нас логистическая кривая была применена Г. Ф. Гаузе к описанию роста населения Ленинграда и Европейской части СССР.[2] Для Ленинграда был взят период времени 1765—1910 гг. и для Европейской части СССР 1724—1926 гг. на территории времен 1724 г. Вычисленные величины для СССР близко совпали с наблюденными; для Ленинграда совпадение было хуже, но все же более или менее удовлетворительное.

Произведенные после мировой войны в ряде стран перспективные исчисления имеют в виду не только и не столько определение вероятной будущей общей численности населения, сколько определение будущей возрастно-половой структуры населения при известных предпосылках относительно рождаемости и смертности. Такие исчисления произведены за последние годы в Германии, Франции, Италии, Англии, Дании, Швеции, Австрии и в Соед. Штатах. Ниже приводится краткий обзор этих построений с указанием их методологии, предпосылок и периода времени, который они обнимают.

В Германии Центральным статистическим управлением произведены две большие работы о вероятном будущем развитии населения.

---

[1] R. Pearl and L. Reed. On the rate of growth of population of the United States since 1790 and its mathematical representation. Proc. Nat. Ac. Sc., 1920, 6. — R. Pearl. Studies in human biology. Baltimore, 1924. — R. Pearl. The biology of population growth. New-York, 1925.

[2] Г. Ф. Гаузе. Логистические кривые роста населения Ленинграда и СССР. Доклады Акад. Наук СССР, 1930, № 25.

Первое исследование, опубликованное в 1926 г.,[1] является предварительным, так как при построениях еще не могли быть использованы данные разработки переписи 16 июня 1925 г. о возрастном составе населения, а равно не имелось еще новой полной германской таблицы смертности. Исходным пунктом служило население, исчисленное на 1 января 1925 г. по данным переписи 8 октября 1919 г. и движения населения за 1920—1924 гг. Исчисления будущей численности и возрастного состава населения произведены на 1 января 1930, 1935, 1945, 1955, 1965 и 1975 гг.

Повозрастная смертность принята постоянной и соответствующей смертности периода 1921—1923 гг.

В отношении будущей рождаемости предположены три варианта: 1) ежегодное абсолютное число рождений является постоянным и равным числу родившихся в 1923 г.; 2) повозрастные коэффициенты брачной плодовитости по 5-летним возрастным группам остаются постоянными и соответствующими коэффициентам 1924—1925 гг.; 3) коэффициенты брачной плодовитости понижаются до 1954—1955 гг. в замедляющемся темпе по параболе 3-го порядка, а затем не меняются. Относительно родившихся вне брака для 2-го и 3-го варианта принято, что ежегодное абсолютное число внебрачно родившихся остается постоянным.

Так как повсеместной регистрации родившихся по возрасту матери в Германии не существует, то для построения коэффициентов брачной плодовитости использованы имевшиеся материалы для Саксонии за 1912—1913 гг.

Численность населения Германии при указанных предпосылках представляется в следующем виде.

Население в тысячах

На 1 января	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
1930 г.	64 319	64 482	64 225
1935 „	66 063	66 802	65 791
1945 „	68 653	70 523	67 359
1955 „	70 132	73 029	67 174
1965 „	70 677	75 184	66 007
1975 „	70 381	76 904	63 676

Вторая работа германского Статистического управления[2] исходит из численности и состава населения по переписи 16 июня 1925 г.

Исчисления по однолетним возрастным группам доведены до 2000 г., при этом до 1950 г. они приведены для каждого календарного года, а в даль-

---

[1] Richtlinien zur Beurteilung des Bevölkerungsproblems Deutschlands für die nächsten 50 Jahre. Statistik des Deutschen Reichs, Bd. 316. Berlin, 1926.

Ausblick auf die zukünftige Bevölkerungsentwicklung im Deutschen Reich. Statistik des Deutschen Reichs, Bd. 401, II. Berlin, 1930.

нейшем через каждые 5 лет. Повозрастная смертность принята для всего периода времени постоянной и соответствующей доживаемости до отдельных возрастов по германской таблице смертности 1924—1926 гг. В отношении будущей рождаемости приняты два варианта.

Первый вариант исходит из абсолютных чисел родившихся, принимая ежегодное абсолютное число родившихся все время одинаковым и соответствующим числу родившихся в 1927 г. (1160 тыс.); второй вариант основывается на коэффициентах плодовитости, причем брачная и внебрачная плодовитость постепенно понижаются до 1955 г. сравнительно с 1927 г. на 25%, а затем величины плодовитости не меняются. Для брачной плодовитости исчисления ведутся по повозрастным коэффициентам по 5-летним возрастным группам, а для внебрачной взяты лишь суммарные коэффициенты, причем возрастные пределы и для брачной и для внебрачной плодовитости женщин приняты 15—45 лет вместо обычно принимаемых 15—50 лет. В виду отсутствия в Германии регистрации родившихся по возрасту матери, для исчисления повозрастных коэффициентов плодовитости были использованы имевшиеся в этом отношении данные для Саксонии, Гессена и Ольденбурга за 1924—1926 гг.

Общая численность населения Германии (в тысячах) по указанным 2 вариантам исчисления изменяется следующим образом.

Перепись	1-й вариант	2-й вариант
16 июня 1925 г.	62 411	62 411
1927 г.	63 187	63 187
1930 „	64 337	64 365
1935 „	65 999	66 133
1940 „	67 343	67 299
1945 „	68 370	67 702
1950 „	69 098	67 506
1955 „	69 546	66 799
1960 „	69 750	65 694
1965 „	69 730	64 213
1970 „	69 486	62 337
1980 „	68 450	57 551
1990 „	67 287	52 093
2000 „	66 746	46 891

Население Германии, при условиях неменяющейся смертности и неменяющихся абсолютных чисел родившихся, будет медленно расти до 1960 г., а затем медленно уменьшаться, снижаясь с 69 750 тыс. в 1960 г. до 66 746 тыс. к 2000 г. При условиях же неизменной смертности и понижающихся коэффициентов плодовитости, уменьшение населения должно начаться уже с 1945 г. и итти ускоряющимся темпом, причем население снизится к 2000 г. до 46 891 тыс. против 67 702 тыс. в 1945 г. Весьма резким изменениям должен подвергнуться возрастной состав населения

в смысле уменьшения детских возрастных групп и возрастания группы старческого возраста:

Таблица 5

% населения в возрасте	По 1-му варианту		По 2-му варианту	
	1925 г.	2000 г.	1925 г.	2000 г.
0—14 лет	25.75	22.70	25.75	16.25
15—64 „	68.49	65.67	68.49	67.05
65 лет и выше	5.76	11.63	5.76	16.70
	100.00	100.00	100.00	100.00

Франция. Имеются две большие работы A. Sauvy. В первой работе[1] исчисления доходят до 1956 г. и приведены для каждого календарного года по 5-летним возрастным группам. Исходным пунктом служит численность и возрастный состав населения по переписи 6 марта 1921 г. Смертность принята постоянной и соответствующей французской таблице смертности 1920—1923 гг.; для определения чисел родившихся взяты повозрастные коэффициенты общей плодовитости для периода 1920—1924 гг., несколько сниженные, соответственно фактическому числу родившихся в 1927 г., а в дальнейшем принятые неменяющимися. При этих условиях население Франции должно медленно расти до 1935 г. и затем начать уменьшаться, как видно из таблицы:

Население Франции (в тысячах)

На 1 января		На 1 января	
1921 г.	38 909	1940 „	39 439
1927 „	39 397	1945 „	39 007
1930 „	39 509	1950 „	38 528
1935 „	39 606	1955 „	38 103

В своей второй работе[2] A. Sauvy доводит вычисления до 1980 г. и притом в двух вариантах. В обоих вариантах повозрастная смертность принята понижающейся таким образом, чтобы наблюденная фактическая смертность в возрасте до 1 г. и в возрастах от 1 до 59 лет в 1928—1930 гг., падая в дальнейшем в геометрической прогрессии, в 1961 г. понизилась: первая на 50% и вторая на 20%, оставаясь в дальнейшем постоянной. Для возрастов 60 лет и выше коэффициенты смертности предположены

[1] A. Sauvy. La population française jusqu'en 1956. Essai de prévision démographique. Journ. de la Soc. de Statistique de Paris, 1928, № 12; 1929, № 1.

[2] A. Sauvy. Calculs démographiques sur la population française jusqu'en 1980. Journ. de la Soc. de Statistique de Paris, 1932, № 7—9.

неменяющимися. В отношении рождаемости при одном варианте повозрастные коэффициенты общей плодовитости, исчисленные для 1925—1927 гг. для всей Франции, несколько снижены соответственно фактическому среднему числу родившихся в 1929—1930 гг., а в дальнейшем приняты постоянными; при другом варианте повозрастные коэффициенты плодовитости приняты равными коэффициентам в Париже и Сенском департаменте в 1925—1927 гг. и неменяющимися. Рождаемость и плодовитость в Париже, как известно, значительно ниже общефранцузских величин.

Развитие населения Франции по указанным двум вариантам представляется в следующем виде:

Население Франции (в тысячах)

На 1 января	1-й вариант	2-й вариант
1930 г.	40 735	40 735
1935 „	40 966	40 230
1940 „	40 926	39 320
1945 „	40 654	38 277
1950 „	40 404	37 282
1955 „	40 232	36 255
1960 „	40 114	35 077
1965 „	39 965	33 727
1970 „	39 689	32 227
1975 „	39 307	30 640
1980 „	38 905	29 013

Приведенные данные указывают, что при существующих условиях плодовитости население Франции, несмотря на понижение смертности, в дальнейшем неизбежно обречено на прогрессирующее уменьшение. Процент стариков выше 60 лет среди французского населения крайне высокий и в настоящее время (14.2%) при вышеприведенном 1-м варианте должен возрасти до 16.2, а при 2-м — до 21.6. Построения Sauvy показывают вместе с тем, что при современных французских величинах повозрастной плодовитости для сохранения в дальнейшем современной общей численности населения необходимо или понижение смертности во всех возрастах в два раза или же повышение повозрастных коэффициентов плодовитости не менее, чем на 10%; в случае же понижения плодовитости хотя бы на 10%, сохранение современной численности населения является невозможным при любом понижении смертности.

Для Италии опубликовано большое исследование о будущем развитии итальянского населения, принадлежащее C. Gini и B. de Finetti.[1] Исчисления исходят из возрастного состава и численности населения Италии по переписи 1 декабря 1921 г. и доведены до 1961 г., причем результаты исчислений даются по однолетним возрастным группам для

[1] C. Gini e B. de Finetti. Calcoli sullo sviluppo futuro della popolazione italiana. Annali di Statistica, ser. VI, vol. X. Roma, 1931.

1931, 1941, 1951 и 1961 гг. Вычисления произведены в 3 вариантах: 1) повозрастная плодовитость и повозрастная смертность (по итальянской таблице смертности 1921—1925 гг.) остаются все время неизменными; 2) повозрастная плодовитость понижается, смертность не изменяется; 3) повозрастная плодовитость и смертность понижаются.

В качестве дополнительного варианта произведены исчисления с учетом миграций, причем перевес числа эмигрантов над иммигрантами принят для всех лет равным перевесу в 1928—1929 гг.

В виду отсутствия в Италии регистрации родившихся по возрасту матери и невозможности прямого определения величин повозрастной плодовитости, был применен такой способ. Повозрастные коэффициенты брачной плодовитости построены исходя из известной эмпирической формулы Tait'a, согласно которой процент родящих в течение года замужних женщин данного возраста по отношению ко всем замужним данного возраста изменяется пропорционально разности между данным возрастом и возрастом 50 лет.

Соответственно этой формуле, брачные родившиеся в 1922 г. были распределены по возрасту матери по формуле:

$$n_h = k a_h (50 - t_h)$$

где n_h — число родившихся от матерей возраста h, a_h — число замужних женщин данного возраста по переписи 1921 г., t_h — их возраст, k — коэффициент, определенный из условия, чтобы вычисленное общее число брачных родившихся равнялось действительному числу

$$k = \frac{n}{a(50 - \tau)}$$

где n — число родившихся в 1922 г., a — общее число замужних женщин производительного возраста (15—50 лет) по переписи 1921 г., τ — их средний возраст.

Для повозрастных коэффициентов внебрачной плодовитости были приняты соотношения этих коэффициентов в Австралии в 1907—1914 гг., сами же коэффициенты пропорционально изменены с тем, чтобы вычисленное на основании их число внебрачных родившихся совпало с фактическим числом родившихся вне брака в Италии в 1922 г.

На основании полученных таким образом чисел брачных и внебрачных рождений, распределенных по возрасту матери, были построены повозрастные, по 5-летним возрастным группам, коэффициенты общей плодовитости для 1922 г., которые для 1-го варианта приняты постоянными на весь период перспективного исчисления (до 1961 г.).

Для двух других вариантов, с понижающейся плодовитостью, фактические числа родившихся в 1923—1928 гг. были сопоставлены с исчисленными на основании вышеуказанных повозрастных коэффициентов общей плодовитости для 1922 г., и получен ряд показателей, указывающих

на понижение плодовитости за этот период времени, — фактические числа родившихся все более отдаляются от вычисленных в сторону уменьшения. Полученный ряд показателей для 1923—1928 гг. был графически экстраполирован до 1948 г., и числа родившихся, полученные на основании повозрастных коэффициентов плодовитости 1922 г., для 1929—1948 гг. были уменьшены соответственно этим показателям снижения. Для 1949—1961 гг. показатель 1948 г. принят постоянным.

Для варианта исчисления с понижающейся смертностью было принято, что фактически наблюденное понижение повозрастных коэффициентов смертности за период 1921—1926 гг. будет продолжаться замедляющимся в геометрической прогрессии темпом, с тем, чтобы коэффициенты понизились в пределе до уровня исключительно низких коэффициентов смертности в Новой Зеландии в 1927 г.

Общая численность населения Италии на основе трех вышеуказанных предпосылок должна изменяться следующим образом (в тысячах).

	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
Перепись 1921 г.	38 944	38 944	38 944
На 1 января 1931 г.	44 265	42 893	43 554
„ 1941 „	50 408	45 956	47 708
„ 1951 „	56 154	47 979	51 603
„ 1961 „	62 963	49 711	55 571

Те же варианты с введением в учет предположительных миграций представляются в следующем:

	1-й вариант	2-й вариант	3-й вариант
1931 г.	43 253	41 880	42 541
1941 „	48 892	44 441	46 192
1951 „	54 184	46 010	49 633
1961 „	60 589	47 337	53 197

Великобритания. Для Великобритании, т. е. Англии и Уэльса вместе с Шотландией, имеются перспективные построения A. L. Bowley,[1] доходящие до 2011 г. Исходным пунктом служит численность и возрастный состав населения Великобритании по переписи 19 июня 1921 г.

Повозрастная смертность принята для всего периода времени постоянной и соответствующей довоенной английской таблице смертности 1910—1912 гг. Постоянным для всего периода принято и ежегодное абсолютное число родившихся.

Население Великобритании при этих условиях изменяется следующим образом (в тысячах):

1921 г.	42 766
1931 „	45 281
1941 „	47 282
1951 „	48 277
1971 „	48 859

[1] The Economic Journal, Iune 1924.

Для Англии и Уэльса, кроме исчислений Bowley, построения произведены M. Greenwood'ом.[1]

Исходный момент — перепись 1921 г. Повозрастная смертность по таблице смертности 1920—1922 г. принята понижающейся с 1921 до 1927 г., соответственно понижению по таблицам смертности от периода 1901—1910 до 1910—1912 гг. С 1927 г. смертность принята постоянной.

Для исчисления родившихся взяты абсолютные числа, экстраполированные по логарифмической кривой соответственно числам родившихся в 1903—1914 гг. и в 1921—1923 гг. Исчисления возрастного состава по 5-тилетним возрастным группам произведены только для 1931 и 1941 гг.

Перспективные исчисления населения Северо-Американских Соединенных Штатов, произведенные P. K. Whelpton'ом[2], доходят до 2000 г. Исходный момент — перепись 1 января 1920 г. Смертность принята понижающейся до уровня новозеландской таблицы смертности 1922 г.

Родившиеся исчислены по повозрастным коэффициентам общей плодовитости, которые приняты понижающимися соответственно понижению с 1905—1909 гг. к 1925—1929 гг. В учет введена и иммиграция, причем ежегодное число иммигрантов принято равным 200 000.

При указанных предпосылках рост населения Соед. Штатов представляется в следующем виде (в тысячах):

На 1 января		
1920 г.	106 290	
1930 „	123 600	(в действительности по переписи 1 апреля 1930 г. население Соед. Штатов составляло 122 775).
1940 „	138 250	
1950 „	151 620	
1960 „	162 670	
1970 „	171 460	

В Дании перспективные исчисления населения произведены A. Jensen'ом[3] и доходят до 2011 г. Исходный момент — перепись 1 февраля 1921 г.

Принято три варианта: 1) повозрастная смертность постоянная соответственно датской таблице смертности 1921—1925 гг.; повозрастные коэффициенты общей плодовитости постоянные соответственно коэффициентам 1926—1929 гг.; 2) смертность и плодовитость — как в первом варианте; в учет введены исчисления относительно заграничных миграций, причем принят постоянный перевес эмигрантов соответственно данным за 1921—1925 гг.; 3) смертность и миграции — как во 2-м варианте, для рождаемости принято неизменное абсолютное число родившихся, равное среднему за 1927—1929 гг. (67 500).

[1] M. Greenwood. The growth of population in England and Wales. Metron, vol. V, № 2, 1925.

[2] Whelpton, P. K. Population of the United States, 1925 to 1975. The American Journal of Sociology, vol. VIII, 1928.

[3] Доклад на Сессии Международного статистического института в Токио, 1930.

Произведенные S. Wicksell'ем построения для Швеции[1] отличаются обилием вариантов и весьма длительным периодом времени, для которого сделаны перспективные исчисления, — по одному из вариантов они доходят до 2150 г. Всего Wicksell'ем принято 5 вариантов, причем все вычисления произведены без разделения населения по полу. Исходным моментом для всех вариантов является перепись 31 декабря 1920 г.

1-й вариант — перспективные исчисления произведены до 2025 г., смертность постоянная, соответственно шведской таблице смертности 1911—1915 гг., для родившихся постоянное ежегодное абсолютное число родившихся 100 000; 2) исчисления до 2055 г., смертность, понижающаяся до величины средней продолжительности жизни — 69.5 лет, абсолютные числа родившихся постепенно понижаются до 86 000 ежегодно к 1970 г.; 3) исчисления до 2100 г., смертность, как во 2-м варианте, рождаемость, исчисленная отношением чисел родившихся на 1000 лиц обоего пола в возрасте 20—50 лет, постепенно понижается к 1950 г. до 30; 4) исчисления до 2150 г., смертность, как во втором варианте, рождаемость, характеризуемая указанным при 3-м варианте отношением, понижается к 1950 г. до 37.9; 5) исчисления до 2100 г., смертность, как во втором варианте, указанный выше показатель рождаемости принят постоянным и равным 45.

Для Австрии австрийским Статистическим управлением произведены перспективные исчисления населения[2] в возрастных пределах 14—70 лет по 5-летним возрастным группам до 1940 г. Исходным моментом служит возрастный состав населения по переписи 7 марта 1923 г.

Из приведенного обзора произведенных в отдельных странах перспективных построений видно, что все авторы ограничиваются исчислениями населения для всей страны в целом, не касаясь отдельных территориальных подразделений страны. При отсутствии каких-либо плановых предположений о размещении населения и отсутствии в большинстве стран прямых текущих сведений о миграциях внутри страны, кроме косвенных данных переписей о месте рождения, достаточно обоснованные перспективные построения в этом отношении вряд ли возможны.

В большинстве исчислений не вводятся в учет и предположения о заграничных миграциях, т. е. население принимается замкнутым; исключение составляют Соединенные Штаты, Италия и Дания, где в качестве одного из вариантов имеются перспективные построения с учетом заграничных миграций на основе довольно произвольных предположений.

В большинстве стран исчисления производятся в нескольких вариантах, причем обычным вариантом является исчисление на основе существующих в настоящее время величин плодовитости и повозрастной смертности. При других вариантах принимается перспективное понижение рождаемости и смертности или понижение рождаемости при стабильности

---

[1] Ekonomisk Tidskrift, 1926, № 4—5.

[2] Statistisches Handbuch für die Republik Österreich, XII Jahrgang. Wien, 1931.

смертности и т. д. В отношении перспективного понижения смертности в отдельных возрастах принимается или понижение до известного, заранее произвольно определенного, уровня, или же величины смертности экстраполируются на основании наблюденных за какой-либо отрезок времени темпов снижения.

Что касается будущих чисел родившихся, то в большинстве стран они исчисляются на основе повозрастных коэффициентов общей плодовитости, принимаемых или стабильными, или изменчивыми. Построения с раздельным учетом брачной и внебрачной плодовитости произведены только в Италии и Германии. В Германии принимались во внимание и перспективные изменения семейного состава населения в связи с изменениями полового состава населения производительного возраста. В части стран (Германия, Швеция, Дания) исчислялись варианты на основе абсолютных чисел родившихся: в английских построениях только этот способ и был применен. Построения на этой основе, кроме технической простоты вычислений, не могут идти в сравнение с вышеприведенными, так как при них не принимается во внимание такой существенный фактор будущей рождаемости, как изменения возрастного состава населения вообще, и женщин, производительного возраста в частности, между тем как одной из основных задач перспективных исчислений населения и является выявление будущих изменений возрастно-полового состава населения в его влиянии на будущую рождаемость. Мало интересным с этой точки зрения является и указанный выше показатель, примененный Wicksell'ем в Швеции.

Кроме вышеприведенных перспективных построений, произведенных в отдельных странах, имеются построения, произведенные отдельными авторами для ряда стран. A. L. Bowley[1] произвел, по поручению экономико-финансовой секции Лиги Наций, перспективные исчисления количества лиц рабочего возраста (15—70 лет) с распределением по полу и 5-летним возрастным группам для 1931 и 1941 гг. в Германии, Франции, Великобритании, Италии, Соед. Штатах, Бельгии, Дании, Швеции, Швейцарии, Австралии и Японии. Смертность в этих вычислениях принята постоянной, соответственно повозрастной смертности в 1923—1925 гг. Возможные миграции в расчет не принимались.

Кроме исчислений Bowley, германским Статистическим управлением в его вышецитированной работе[2] о будущем развитии населения Германии произведены перспективные исчисления населения по полу и пятилетним возрастным группам для Франции, Великобритании, Италии, Голландии, Швеции, Дании, Норвегии, Польши и для Украинской ССР. Исчисления даются с 1925 до 1960 г. через каждые 5 лет, исходят из последних послевоенных переписей и новейших таблиц смертности для отдельных

---

[1] A. L. Bowley. Estimates of the working population of certain countries in 1931 and 1941. Geneva, 1926. Издание Лиги Наций.

[2] Statistik der Deutschen Reichs, Bd. 401, II. Berlin, 1930.

стран, принимая смертность постоянной. Для будущих чисел родившихся взяты абсолютные числа родившихся за 1927—1928 гг., принятые в дальнейшем постоянными.

У нас в СССР имеется несколько работ, посвященных перспективным изменениям численности и возрастного состава населения СССР. Академик С. Г. Струмилин [1] рассматривает эти изменения с точки зрения наших трудовых ресурсов, исходя из переписи 1920 г. Акад. М. В. Птуха [2] исчислил будущее население и возрастный состав Украины до 1960 г., исходя из переписи 17 декабря 1926 г. Смертность принята постоянной, соответственно украинской таблице смертности 1925—1926 гг. Числа родившихся исчислены по повозрастным коэффициентам общей плодовитости 1929 г., принятым неменяющимися. Для Украины же имеются перспективные вычисления Ю. Корчак-Чепурковского [3] для возрастов 15—70 лет до 1933 г., основанные на переписи 1926 г. и украинской таблице смертности 1925—1926 гг.

Перспективные построения численности и возрастного состава населения РСФСР и СССР производились также Б. Бабыниным.[4] Однако, работы этого автора, в виду грубости приемов, не имеют интереса.

IV

Как мы уже упоминали выше, задача характеристики современной моменту исследования рождаемости и смертности может найти два пути для своего разрешения.

Если, с одной стороны, целям решения поставленной задачи могут служить перспективные расчеты вероятной численности и возрастного состава населения, то, с другой стороны, можно ставить задачу и о построении некоторых сводных характеристик, какие могли бы самой своей величиной дать известные указания на те тенденции, какие должны создаться в исследуемом населении при условиях дальнейшего существования в населении той смертности и рождаемости, какие наблюдены на момент исследования.

Неудовлетворительность в этом отношении наиболее употребительных характеристик — обычных коэффициентов смертности и рождаемости — хорошо известна всякому демографу. Слишком заметное влияние на величину этих коэффициентов некоторых факторов, не имеющих прямого

---

[1] С. Г. Струмилин. Наши трудовые ресурсы и перспективы. М., 1922. Изд. Госплана. S. Strumilin. The labour resources of Russia. The Manchester Guardian Commercial, 6-го июня 1922.

[2] Доклад на сессии Международного статистического института в Токио, 1930.

[3] Ю. Корчак-Чепурківський. Таблиці доживання і сподіваного життя людности УССР. 1925—1926. Харків, 1929. Изд. ЦСУ Украины.

[4] Бюллетень Госплана РСФСР, 1926, декабрь. Плановое хозяйство, 1928, № 8 и Статистическое обозрение, 1929.

отношения к рождаемости и смертности (в первую — очередь присущей данному моменту возрастной структуры населения) лишает их значительной доли научной ценности.

Следуя по пути усовершенствования этих простых коэффициентов, демографическая наука получила ряд методов, служащих целям, прежде всего, сообщения этим коэффициентам свойств взаимной сопоставляемости и сравнимости как во времени, так и в пространстве. Основной задачей при этом явилось создание таких усовершенствованных характеристик, величина которых не находилась бы в зависимости от случайных аномалий возрастной структуры, наблюдающейся в данный момент.

В исследованиях, посвященных изучению смертности, давно уже имеют употребление так называемые стандартизованные коэффициенты смертности, представляющие собою некоторую взвешенную среднюю из повозрастных коэффициентов смертности. Выбор той или иной шкалы весов при этом, в сущности, зависит от произвола исследователя и меняется от одного исследования к другому. Обычно, в качестве такой весовой шкалы — стандарта — избирается то или иное реально существующее население. Известны, однако, случаи и совершенно произвольного подбора стандарта (напр., натурального ряда чисел и т. п.).

В области изучения рождаемости применение такого рода стандартов является значительно более редким.[1] Основная причина этого — отсутствие в ряде стран наличия статистических данных о повозрастной плодовитости.

Тем не менее в последнее время значительно расширилась роль стандартизации коэффициентов плодовитости населения, в целях, главным образом, получения однотипных усовершенствованных характеристик смертности и рождаемости, а следовательно, и прироста населения.

Так, французский исследователь R. Husson в вышедшей недавно работе[2] предлагает для стандартизации брать в качестве нормального стандарта суммарный возрастный состав населения Англии и Уэльса, Германии, Франции, Италии и Швеции по переписям 1910—1913 гг.

Стандартизованные по указанному стандарту коэффициенты рождаемости и смертности при вычитании их один из другого дают стандартизованный же коэффициент естественного прироста. R. Husson дает этому коэффициенту название „демографического потенциала". Приводим ряд подобных коэффициентов в сопоставлении с обычными коэффициентами.

---

[1] A. Newsholme and T. Stevenson. The decline of human fertility. Journ. of Royal Stat. Soc., 1906, vol. 69, pt. I. — С. А. Новосельский. О приложении метода Standard population к измерению рождаемости. Материалы по статистике Петрограда, вып. 3, 1921.

[2] R. Husson. Natalité et accroissement de la population en France et à l'Étranger avant et après la guerre. Bull. de la Statistique générale de la France, t. XX, fasc. II. 1931.

Таблица 6

Название страны	Обычные коэффициенты			Стандартизованные коэффициенты		
	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
СССР 1926—1927 гг.	41.8	20.6	21.2	41.1	19.5	21.6
УССР 1926—1927 „	41.2	17.9	23.3	39.8	17.8	22.0
Дания 1920—1921 „	23.9	11.6	12.3	23.8	10.8	13.0
Швеция 1924—1926 гг.	17.2	11.8	5.4	17.2	9.9	7.3
Германия 1924—1926 гг.	20.2	11.9	8.3	17.8	12.6	5.2
Англия и Уэльс 1925—1927 гг.	17.6	12.8	4.8	16.4	11.8	4.6
Франция 1924—1926 гг.	18.6	17.1	1.5	18.3	14.3	4.0

Возрастная структура, избранная в качестве стандарта, характеризуется меньшим (нежели в СССР) процентом женщин в производительных возрастах (15—49 л.), в особенности же меньшим процентом женщин в возрастах максимальной плодовитости (15—29 л.), что и является причиной снижения коэффициентов рождаемости при стандартизации.

Кроме того, в стандарте значительно слабее, нежели в СССР, представлены ранние детские возрасты (0—4 г.), характеризующиеся высокой смертностью. Снижение веса этих возрастных групп влечет за собой понижение коэффициента смертности при стандартизации.

Несколько иной путь построения усовершенствованных коэффициентов прироста имеет своей основой понятие стационарного населения, возрастная структура которого складывается единственно лишь как следствие современной повозрастной смертности и элиминирует все иные факторы, создающие особенности возрастной структуры. Опыты применения возрастной структуры стационарного населения для стандартизации коэффициентов рождаемости, смертности, а следовательно, и прироста известны уже сравнительно давно. В последнее время Landry[1], критикуя способ стандартизации, предложенный Husson'ом, дал примеры построения „исправленных коэффициентов" (taux rectifiés), где стандартизованный коэффициент плодовитости исчисляется на основе пятилетних повозрастных коэффициентов плодовитости и повозрастного же распределения стационарного женского населения по таблице смертности. Исчисленное при этом „ожидаемое" число родившихся при отнесении к числу женщин 15—49 лет в стационарном населении дает „общий" исправленный коэффициент плодовитости. Отнесение того же ожидаемого числа родившихся к общей сумме стационарного населения дает „исправленный" коэффи-

[1] M. A. Landry. Taux rectifiés de mortalité et de natalité. Journ. de la Soc. de Statistique de Paris, 1931, № 1.

циент рождаемости. „Исправленный" коэффициент прироста получается как разность между „исправленным" коэффициентом рождаемости и коэффициентом смертности стационарного населения.

Для СССР в этом случае получаются следующие показатели:

СССР 1926—1927 гг. на 1000 населения

	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
Обычные коэффициенты	41.8	20.6	21.2
„Исправленные" коэффициенты . . .	37.9	22.5	15.4

УССР 1926—1927 гг. на 1000 населения

	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
Обычные коэффициенты	41.2	17.9	23.3
„Исправленные" коэффициенты . . .	36.0	21.2	14.8

Глубокие различия в возрастной структуре стационарного и действительного населения СССР создают большие различия и в коэффициентах. Весьма высокий (сравнительно) процент лиц пожилых возрастов в стационарном населении влечет за собой повышение коэффициента смертности (стационарного населения), несмотря даже на пониженный вес детских групп в нем. Снижение коэффициента рождаемости является следствием пониженной доли женщин 15—49 лет в стационарном населении.

Одним из следующих шагов по пути усовершенствования сводных характеристик рождаемости и смертности (в смысле построения совокупных показателей воспроизводства населения) являются построения Kuczynsk'ого.[1] Построения эти, сами по себе, не являются новыми и применялись еще в 80-х годах прошлого века известным демографом Boeckh'ом в Берлинском Стат. Бюро, где работал и Kuczynski.

Kuczynski в своих построениях пытается разрешить основной вопрос: достаточна ли наблюденная плодовитость для дальнейшего роста населения, или эта плодовитость обеспечивает лишь стабильность современной численности населения или, наконец, современная плодовитость должна в дальнейшем привести к постепенному уменьшению общего числа населения.

В целях создания наиболее простых и наглядных показателей Kuczynski оперирует лишь с женским населением. При этом авторсм конструируются показатели двух видов:

1. Показатель общего воспроизводства населения (gross reproduction rate). Показатель этот представляет собой отношение числа девочек, могущих родиться у некоторого поколения женщин (в течение всей жизни этого поколения и при условии отсутствия какой бы то ни было смерт-

[1] R. Kuczynski. The balance of births and deaths, vol. I. Western and Northern Europe. New-York. 1928; vol. II. Eastern and Southern Europe. The Institute of the Brookings Institutions, Publication № 43. Washington, 1931.

ности в среде этого населения вплоть до конца производительного возраста) к численности исходного поколения женщин.

Если повозрастные коэффициенты вычислены по расчету на 1000 женского населения по пятилетним возрастным группам, то технически этот показатель может быть получен как упятеренная сумма всех повозрастных коэффициентов плодовитости, умноженная на отношение числа рождающихся девочек к общей сумме всех родившихся.

Таким образом, показатель этот показывает, во сколько раз увеличивается (или уменьшается) численность последующего женского поколения по сравнению с предыдущим (материнским) в условиях отсутствия смертности в материнском поколении (по крайней мере до конца производительного возраста) и в условиях современной данному моменту повозрастной плодовитости, если эта плодовитость будет господствовать в течение всей жизни материнской генерации.

2. В силу очевидной неприемлемости предположения об отсутствии смертности в материнской генерации, Kuczynsk'им построен второй показатель — „показатель чистого воспроизводства" (net reproduction rate). При построении этого показателя Kuczynski принимает уже в расчет и смертность женского населения. Для получения этого показателя повозрастные коэффициенты плодовитости перемножаются на соответственные численности стационарного женского населения (по таблице смертности) и после суммирования (и умножения на отношение числа рождающихся девочек к общему числу рождающихся) сопоставляются с исходной численностью материнского поколения (l_o=1000 или 10000 и т. п.). Эта новая величина показывает, в какой доле 1000 родившихся женщин некоторого материнского поколения замещается численностью родившихся у них девочек (за время всей жизни).

Показатели Kuczynsk'ого в предпосылках своего построения содержат ряд условностей и с этой точки зрения вызвали в демографической литературе ряд серьезных критических возражений. Наиболее слабым пунктом этих показателей является отсутствие в них (как определяющего фактора) времени, в течение которого последующее поколение может заместить собой предыдущее.

Приведем для иллюстрации показатели, вычисленные по методу Kuczynsk'ого для СССР, в сопоставлении с такими же показателями для некоторых других стран (см. табл. 7).

Наиболее интересные и теоретически обоснованные сводные характеристики совокупности условий, заключающихся в современной (моменту исследования) плодовитости и смертности населения, дает построение A. Lotka.[1]

[1] См., напр., L. J. Dublin and A. J. Lotka. On the true rate of natural increase. Journ. of the Americ. Stat. Association, 1925. September. — A. J. Lotka. Elements of physical biology. 1925. — С. Новосельский и В. Паевский. Новые течения буржуазной науки в вопросах воспроизводства населения. Сб. Укр. держ. инст. здравоохр. (печатается).

Таблица 7

Страны	Показатели общего воспроизводства	Показатели чистого воспроизводства
СССР 1926—1927 гг.	2.610	1.680
Украина 1926—1927 гг.	2.509	1.692
Болгария 1925—1926 гг.	2.220	1.400
Дания 1921—1925 гг.	1.391	1.192
Финляндия 1921—1925 гг.	1.533	1.146
Швеция 1921—1922 гг.	1.346	1.137
Англия и Уэльс 1921 г.	1.312	1.087
Германия 1925 г.	1.132	0.937
Франция 1922—1925 гг.	1.159	0.937

В своих построениях автор, рассматривая замкнутое (не подверженное миграциям) население с постоянной половой пропорцией рождающихся и изучая решения специально построенного для этого случая интегрального уравнения, прежде всего доказывает, что всякое население подобного вида (какой бы возрастной структурой в данный момент оно ни обладало) при длительном существовании неизменного порядка вымирания и неизменной повозрастной плодовитости — стремится в пределе принять совершенно определенную возрастную структуру, остающуюся в дальнейшем неизменной, независимо от того, будет ли в дальнейшем численность населения расти, убывать или оставаться неизменяемой.

Такое стабилизировавшееся в конце концов население, в отличие от стационарного населения, Lotka называет „стабильным" населением. В виду того, что структура этого стабильного населения и его коэффициенты рождаемости, смертности и прироста целиком определяются имеющейся к моменту исследования повозрастной плодовитостью и порядком вымирания, — указанные характеристические элементы стабильного населения и могут быть приняты в качестве „исправленных" характеристик современной совокупности условий рождаемости и смертности с точки зрения тех тенденций, какие несут в себе эти рождаемость и смертность, и с точки зрения тех предельных свойств, какие должно получить исследуемое население после весьма длительного существования в нем данной повозрастной плодовитости и смертности.

С точки зрения Lotka любое конкретное население может получить демографическую характеристику (со стороны тех предельных тенденций роста, какие выявляются в данный момент) при посредстве ряда показателей, из которых основными являются: отношение рождений двух последовательных женских поколений, средняя длительность одного поколения и „предельные" коэффициенты рождаемости, смертности и прироста.

Последовательное изложение построений Lotka потребовало бы значительного расширения рамок настоящей работы. Критическое рассмотрение его теории, а также некоторых иных возможных схем построения „предельных" коэффициентов предположено дать в специальной работе, имеющей появиться в следующем томе „Трудов".

Не излагая здесь вовсе подробностей построений указанных выше характеристик, приведем лишь для иллюстрации некоторые основные числовые величины самих характеристик по СССР в целом и по УССР.

	Отношение рождений двух последующих женских поколений (Ro)	Средняя длительность одного поколения (в годах) (T)
СССР в целом (1926—1927 гг.) . . .	1.680	29.57
УССР (1926—1927 гг.)	1.692	29.40

Таблица 8

Коэффициенты рождаемости, смертности и естественного прироста (1926—1927 гг.) на 1000 населения

Коэффициенты	СССР в целом			УССР		
	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост	Рождаемость	Смертность	Естественный прирост
Обычные	41.8	20.6	21.2	41.2	17.9	23.3
„Предельные" (Lotka)	39.4	21.7	17.7	36.7	18.8	17.9

Любопытно при этом сопоставить „предельные" коэффициенты с теми коэффициентами, какие получаются к 1950—1951 гг., при 25-летнем существовании неизменными плодовитости и порядка вымирания.

Коэффициенты естественного прироста в СССР (на 1000 населения)

Годы	Естественный прирост
1926—1927	21.2
1935	22.2
1940	19.5
1945	18.4
1950	18.3
„Предельный", по Lotka . .	17.7

Таким образом, коэффициенты прироста как будто бы приближаются постепенно (в условиях неизменного порядка вымирания и постоянства повозрастной плодовитости) к „предельным" коэффициентам" Lotka. Заметим, что коэффициенты рождаемости и смертности такого приближения не обнаруживают.

Приведем, наконец, в виде иллюстрации сопоставление возрастной структуры женского населения в действительном населении 1926—1927 гг., в предельном „стабильном" населении, в стационарном населении и в населении 1950—1951 гг. по непосредственным перспективным расчетам.

Таблица 9

Возрастная структура женского населения СССР
(в %% к итогу)

Возраст	Население по переписи 1926 г. (выравненные данные)	Население на 1 I 1951 г.	Стабильное население	Стационарное население по таблице смертности 1926—1927 гг.
0— 4 . . .	14.4	14.1	13.68	8.39
5— 9 . . .	9.6	11.8	11.70	7.64
10—14 . . .	11.5	11.2	10.47	7.49
15—19 . . .	11.9	10.5	9.44	7.37
20—24 . . .	9.5	8.9	8.46	7.21
25—29 . . .	8.6	7.3	7.53	7.01
30—34 . . .	6.1	5.2	6.68	6.80
35—39 . . .	5.7	6.9	5.92	6.58
40—44 . . .	4.7	5.9	5.22	6.34
45—49 . . .	4.0	4.8	4.59	6.09
50—54 . . .	3.6	3.9	3.99	5.80
55—59 . . .	3.2	2.7	3.42	5.44
60—64 . . .	2.7	2.4	2.86	4.96
65—69 . . .	2.0	1.7	2.27	4.30
70—74 . . .	1.3	1.2	1.67	3.44
75—79 . . .	0.7	0.8	1.08	2.45
80—84 . . .	0.3	0.4	0.62	1.54
85—89 . . .	0.1	0.2	0.28	0.75
90—94 . . .	0.1	0.1	0.09	0.29
95—99 . . .	—	—	0.03	0.11
	100.00	100.00	100.00	100.00

„Стабильное" возрастное распределение оказывается довольно близким (за исключением возрастов, обязанных своим дефицитом военной рождаемости) к перспективно рассчитанной возрастной структуре 1951 г. Значительно более отличается „предельная" возрастная структура женского населения — от современной. Крайне резкие отличия (по сравнению со всеми упомянутыми структурами) наблюдаются в структуре стационарного населения с весьма низким процентом детских возрастных групп и очень сильно повышенным процентом лиц пожилых возрастов.

Отметим, в заключение, любопытное математическое построение Bonz'a и Hilburg'a,[1] имеющее своею целью также подойти к определению „предельных" величин прироста населения. Авторы рассматривают замкнутое население с постоянной половой пропорцией рождающихся и с неизменным порядком вымирания. К указанным условиям присоединяется условие постоянства величины общего коэффициента плодовитости (15—45 л.). Авторы показывают, что в этих условиях отношение числа родившихся в n-ом году (от начала отсчета) к n-овой же степени некоторой вполне определенной величины (λ) стремится к определенному пределу (постоянному)

$$\lim \frac{L_n}{\lambda^n} = c$$

Отсюда вытекает, что в условиях длительного существования в населении неизменными данного порядка вымирания и данного коэффициента плодовитости число родившихся (а следовательно и численность всего населения) либо возрастает, либо убывает в геометрической прогрессии, либо стремится к стационарности, в зависимости от того — является ли величина λ бóльшей единицы, меньшей единицы или равной единице.

Величина λ может быть определена как корень уравнения

$$\lambda^{45} = k_{10}(l_{15}\lambda^{30} + l_{10}\lambda^{20} + \ldots + l_{44}\lambda + l_{45}) \qquad (A)$$

где k_{10} есть отношение числа родившихся девочек к числу женщин в возрасте 15—45 л., а числа l_{15}, l_{10} и т. д. — числа доживающих по таблице смертности женского населения (при $l_0 = 1$).

Приближенное решение этого уравнения для населения СССР приводит к величине λ, равной (приблизительно)

$$\lambda = 1.0168$$

Таким образом, в условиях высказанных авторами предположений население СССР в пределе должно оказаться растущим с величиной годового прироста около 16.8 на тысячу населения. Величина прироста оказывается при таком построении ниже, чем у Lotka, но довольно близкой к его „предельному" приросту (17.7).

Работа Bonz'a и Hilburg'a вышла из Института прикладной математики при Берлинском Университете.

Развивая эти построения, R. Mises (директор этого Института) в вышедшем недавно исследовании[2] также показывает, что распределение населения по полу и возрасту, при условии неизменного порядка вымирания и стабильности общего коэффициента плодовитости, после бесконечно длительного существования неизменными этих условий в пределе

[1] Bonz und Hilburg. Die voraussichtliche Bevölkerungsentwicklung in Deutschland. Ztschr. f. ang. Math. u. Mech., Bd. 11, H. 3, 1931.

[2] R. v. Mises. Ueber die Vorausberechnung von Umfang und Altersschichtung der Bevölkerung Deutschlands. Blätter f. Versicherungs-Mathematik, Bd. 2, H. 10, 1933.

соответствует порядку вымирания, а общее количество населения изменяется в геометрической прогрессии с некоторым знаменателем q (соответствующим λ у Bonz'a и Hilburg'a).

Мизес заменяет уравнение (A) приближенным уравнением

$$q = 1 + 0.03\left(\frac{B}{A} - 1\right) \ldots\ldots (B)$$

где q — искомый показатель геометрического роста населения, A — количество женщин в возрасте 15—45 л., на которое в среднем в году приходится одна родившаяся девочка (величина, обратная k_{10}), а B определяется (из таблицы смертности женского населения) как сумма (при $l_0 = 1$)

$$B = \sum_{15}^{45} l_x$$

Число B, естественно, меньше 30 и притом тем меньше, чем выше смертность женщин в течение первых 45 лет жизни. Применительно к германским условиям Мизес показывает, что по таблице смертности 1880—1881 гг. $B = 17.7$, согласно данным 1930—1931 гг. $B = 25.7$. Повышение это отражает общеизвестное понижение смертности в Германии. Величина A за этот период также значительно возросла, в соответствии с понижением рождаемости. Для периода 1880—1881 гг. $A = 12.3$, для 1930—1931 гг. $A = 33.2$. Таким образом в Германии, вместо прежнего соотношения $(A < B)$, в настоящее время стало

$$A > B$$

что ведет к знаменателю прогрессии, меньшему единицы (асимптотическому убыванию населения). Знаменатель q для 1880—1881 гг. равен 1.013, а для 1930—1931 гг. — составляет уже 0.9932. Для раннего периода таким образом определяется асимптотическое увеличение населения на $13^0/_{00}$ ежегодно, а для позднего периода — асимптотическая убыль на $6.8^0/_{00}$ в год.

Сопоставляя полученные им результаты относительно асимптотического (предельного) роста населения с непосредственными расчетами численности и возрастного состава населения на ближайшие десятилетия (до 1950 г.), Мизес приходит к заключению, что все подобные построения имеют лишь чисто теоретический интерес, а непосредственные расчеты могут давать практически ценные результаты лишь для одного-двух предстоящих десятилетий.

В условиях же столь коренных изменений всего уклада жизни, какие происходят у нас в Союзе, даже и столь ограниченное значение практической ценности перспективных расчетов, проведенных на основе предпосылок стабильности некоторых демографических факторов, не может быть принято.

Как мы уже неоднократно указывали выше, все приведенные построения, в том числе и непосредственные перспективные расчеты (особенно в предположении неизменной повозрастной плодовитости и смертности), имеют прежде всего абстрактно научный характер и могут служить целям совокупной усовершенствованной характеристики современной плодовитости и смертности. Конкретные числовые данные, приведенные выше, имеют лишь крайне ограниченное значение для целей планирования населения, но самая методика исчислений в наших условиях приобретает особый интерес. Она должна стать знакомой широкому кругу работников-практиков и, вместе с тем, должна явиться предметом дальнейшего теоретического усовершенствования и разработки.

S. A. NOVOSSELSKI ET V. V. PAEVSKI

SUR LES CARACTÉRISTIQUES GÉNÉRALES DE LA REPRODUCTION ET SUR LES ÉVALUATIONS PROSPECTIVES DE LA POPULATION

Au cours de la grande guerre presque tous les pays belligérants ont été atteints d'une forte baisse de la natalité, en vertu de quoi la structure d'âge de la population a subi, dans nombre de pays, des déformations sérieuses, qui auront leur répercussion sur l'accroissement à venir de la population.

En présence de ces faits il y a lieu de constater un peu partout une vive poussée d'intérêt pour les calculs de prévision démographique et pour l'obtention de caractéristiques générales de l'accroissement futur de la population.

La nécessité d'imposer certains remaniements aux méthodes occidentales de calcul de prévision pour les ramener à plus de conformité avec nos travaux sur les évaluations numériques de la population, qui doivent faire partie intégrante du grand plan économique de l'URSS, suscite le besoin de passer en revue et de soumettre à un examen critique les méthodes pratiquées dans les divers pays.

Le présent travail renferme un aperçu des méthodes mises en oeuvre dans les calculs de prévision effectués après la guerre en Allemagne, en France, en Italie, en Angleterre, aux Etats-Unis d'Amérique, en Danemark, en Suède, en Autriche et dans d'autres pays avec appréciation de la portée que ces calculs peuvent avoir. En outre, on a examiné au même point de vue les procédés proposés au cours de ces derniers temps par divers auteurs pour dresser les caractéristiques générales de la reproduction de la population.

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
1933 · ТРУДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА · ТОМ I

В. В. ПАЕВСКИЙ и С. А. НОВОСЕЛЬСКИЙ

К ВОПРОСУ О ВЫРАВНИВАНИИ ВОЗРАСТНЫХ ГРУППИРОВОК

Одна из первых проблем, возникающих перед исследователем, оперирующим данными о возрастном составе населения по переписям (перспективные расчеты будущей численности, определение всякого рода повозрастных коэффициентов и пр.) — есть проблема выравнивания тех повозрастных данных, какие получены при непосредственном статистическом наблюдении — в нашем случае переписных данных о распределении населения по однолетним возрастным группам. Под выравниванием мы понимаем в данном случае всякую операцию, имеющую своею целью освобождение повозрастного распределения живущих от тех заведомых неправильностей, какие усматриваются в переписных данных и которые имеют своею причиной неправильное указание своего возраста (при переписном опросе) значительной частью населения. В основном, эти неправильности имеют своим источником небрежность или незнание населением своего точного возраста и вытекающее отсюда стремление характеризовать свой возраст „круглой" цифрой, что в нашей десятичной системе счисления сводится к склонности показывать свой возраст цифрами, оканчивающимися на 0 и на 5. В меньшей степени находит свое отражение в переписях заметное предпочтение населения к цифрам четным. Наконец, в некоторых случаях источниками неправильностей может явиться и умышленная неверность указания возраста: у целого ряда народностей нашего Союза (тюрки, узбеки, казаки, каракалпаки, киргизы) можно отметить стремление „скрыть" возраст женщин в периоде 13—17 лет. К этому же типу искажений относится и стремление части женщин приписать себе более молодой, чем в действительности возраст, заметно обнаруживающееся, напр., при сопоставлении последовательных английских переписей.

Вопрос об освобождении от таких неправильностей в условиях нашего Союза приобретает весьма серьезное значение. Основное значение у нас приобретают неправильности, характеризующиеся аккумуляциями в возрастах, кратных 5 и 10. При этом у нас в Союзе относительный размер этих неправильностей весьма велик даже в суммарном распределении по воз-

растным группам населения всего Союза и достигает огромных величин в некоторых отдельных частях СССР или в возрастных кривых отдельных народностей (Узбекская СССР, Туркменская АССР, тюрки, армяне, грузины и т. д.).

Известный индекс[1] американского Census Bureau дает возможность цифрового выражения относительной величины этих неправильностей. В 1897 г. по переписи население территорий, входящих ныне в Союз, давало следующие величины указанного индекса аккумуляций: мужской пол — 169, женский пол — 199.

В 1926 г. можно отметить значительное понижение величины этого индекса, а именно: мужской пол — 141, женский пол — 171.

Тем не менее индекс этот продолжал оставаться весьма высоким по сравнению с более или менее современными индексами по главнейшим западноевропейским странам.

Индекс „аккумуляций"

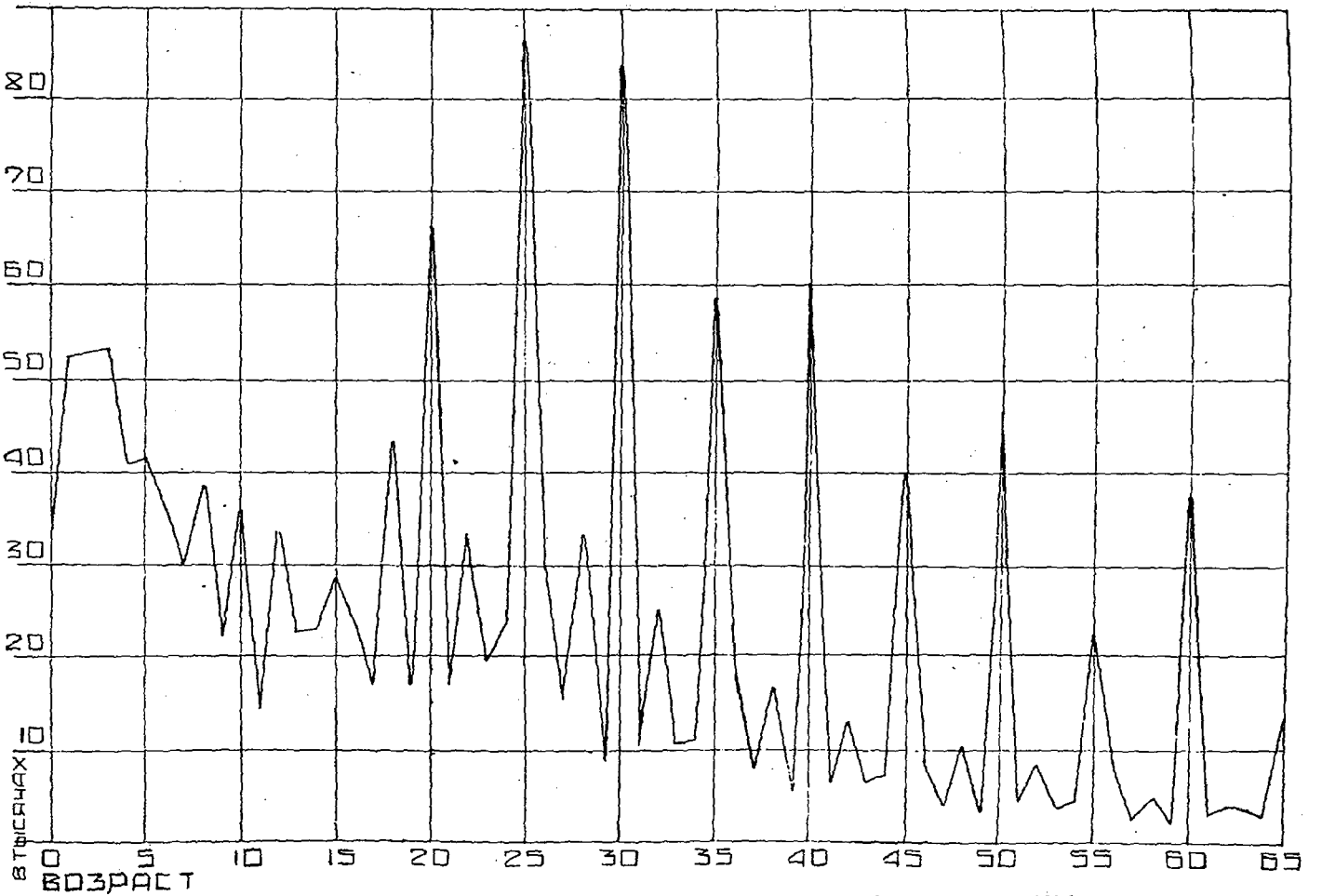
	Мужчин	Женщин	
СССР	144	173	1926 г.
Евр. часть РСФСР	134	160	1926 „
УССР	125	154	1926 „
Франция	100	103	1921 „
Англия	103	104	1921 „
Германия	101	101	1925 „

При этом, как уже было сказано выше, отдельные (окраинные) части нашего Союза и отдельные народности дают особо высокие величины индекса (перепись 17 XII 1926 г., см. фиг. 1).

	Мужчин	Женщин
Узбекск. АССР	213	271
ЗСФСР в целом	232	297
ЗСФСР, тюрки	322	390
„ „ армяне	175	257
„ „ грузины	204	278
Якутская АССР в целом	149	192
„ „ якуты	150	195

В этих условиях пользование невыравненными возрастными данными при последовательных передвижках в целях перспективного исчисления возрастного состава населения должно привести к результатам, значительно удаляющимся от истины и способным вызвать лишь недоумение при их использовании.

[1] Процентное отношение упятеренной суммы численностей лиц в возрастах 25, 30, 35, 40, 45, 50, 55, 60 к общей сумме численностей всех лиц в возрастах 23—62 года.



Фиг. 1. Возрастное распределение женского населения Узбекской ССР по переписи 1926 г.

Возрастное распределение населения СССР, полученное при передвижке невыравненных данных на 1 I 1934 г.

Возраст	Число живущих	Возраст	Число живущих
45 л.	807 960	49 „	675 473
46 „	577 300	50 „	538 688
47 „	1 034 087	51 „	432 340
48 „	421 981	52 „	800 767

Совершенно необъяснимые в существе возрастной структуры скачки в численностях отдельных возрастов могли бы в этом случае послужить источником и чисто практических ошибок при построении разного рода перспективных расчетов и планов (контингенты школьные, вузовские, призывные и т. п.).

Численность мужского населения СССР в возрасте 52 л., рассчитанная по невыравненным данным

Годы	52 г.
1927	464 911
1928	292 390
1929	861 155
1930	368 220
1931	518 418
1932	441 978
1933	526 262
1934	800 767

Даже пятилетние возрастные группы в этом отношении сильно зависят по своей величине от зарегистрированных переписью неправильностей.

Возрастное распределение мужского населения СССР на момент переписи 17 XII 1926 г.

Возраст	Невыравненные суммы численностей живущих	Выравненные суммы численностей живущих	Разница в ‰ к переписным данным
20—24	6 712 200	6 972 000	3.9
25—29	5 490 375	5 591 000	1.8
30—34	4 297 238	4 217 000	1.9

Как можно видеть, разница в некоторых случаях достигает почти 4%. Еще бо́льшая разница получается при сравнении шестилетних возрастных групп.

Возраст	Невыравненные суммы численностей живущих	Выравненные суммы численностей живущих	Разница в ‰ к переписным данным
18—23	8 570 626	8 790 000	2.6
24—29	6 604 678	6 860 000	3.9
30—35	5 335 595	4 973 000	6.8

При таком положении вещей исследователь, повидимому, неизбежно оказывается вынужденным прибегнуть к тому или иному исправлению непосредственно полученных переписных данных, в целях избежания при „передвижках" совершенно неожиданных и необъяснимых по существу дела скачков в размерах одной и той же возрастной группы на протяжении ряда последовательных лет.

Эта задача — исправления повозрастных данных, чаще всего появляется перед исследователями, занятыми построением таблиц смертности, заболеваемости, инвалидности, брачности, плодовитости и т. п.

Задача эта решается обычно одним из методов, носящих общее название „выравнивания" возрастных данных. Именно в применении к выравниванию возрастных данных методика выравнивания получила наиболее широкую разработку. Литература по вопросам выравнивания чрезвычайно обширна и одно перечисление этой литературы потребовало бы чрезмерного расширения рамок настоящей статьи. Отказываясь от перечисления даже главнейших методов[1] выравнивания, употребляющихся в настоящее время, главным образом, в практике построения таблиц смертности, заметим лишь, что с внешней стороны выравнивание идет чаще всего по одному из следующих трех направлений.

1. Выравнивание, имеющее целью представить весь выравненный ряд одной математической формулой вида:

$$y = f(x),$$

где x — возраст, при общих для всего ряда параметрах.

(Выравнивание по интерполяционным формулам Pearson'a и. др., выравнивание по „законам" Gompertz-Makeham-Lazarus'a и по многочисленным иным „законам", параболическое выравнивание всего ряда по методу наименьших квадратов и проч.).

2. Выравнивание (преимущественно параболическое) отдельных участков кривой сообразно некоторой избранной функциональной зависимости, с параметрами, меняющимися от одного участка кривой к другому и подобранными в соответствии с некоторыми специально поставленными условиями, напр.:

а) плавность стыка отдельных участков кривой;

б) равенство сумм ординат кривой, выравненной и невыравненной на заданных участках кривой;

в) одинаковость каких-либо иных функций ординат кривой, выравненной и невыравненной на заданных отрезках кривой, и т. п.

(Выравнивание по чрезвычайно многочисленным специальным формулам, как, напр. Woolhouse'a, King'a, Karup'a, Spencer'a и многим другим).

---

[1] Весьма любопытную систему классификации методов выравнивания можно найти в книге E. Blaschke „Vorlesungen über mathematische Statistik". Leipzig und Berlin, 1906, S. 192.

3. Выравнивание графическое.

При всем внешнем различии упомянутых выше видов выравнивания все они, по существу, имеют одну общую идею, лежащую в самой их основе.

Применение их требует всегда предположения о возрастной кривой, как кривой плавной, которая может быть изображена функцией непрерывной (или весьма близкой к непрерывной) на всем изучаемом промежутке возраста. В тех немногих случаях, когда исследователь, применяющий эти методы, заранее мог ожидать, что некоторый участок кривой не может быть изображен с достаточным приближением непрерывной функцией, он обычно исключал эти участки из своей задачи выравнивания и оставлял эти участки неисправленными.

Нужно сказать, что идея „плавной" возрастной кривой в очень большом числе случаев оказывалась практически весьма плодотворной. Результаты, полученные как следствие основанных на этой идее методов выравнивания, главным образом в деле построения таблиц смертности, оказывались всегда удовлетворительными. Отсюда — чрезвычайно широкое применение указанных методов и столь обширная литература, посвящаемая техническому усовершенствованию методики.

Послевоенная эпоха, однако, заставила ряд исследователей при построении таблиц смертности по-новому поставить вопрос о выравнивании.

Значительная убыль мужского населения в совершенно определенных возрастах, связанная с военными потерями, не оставляла никакого сомнения в том, что на участке возрастов, соответствующих тем поколениям, какие были призваны на действительную военную службу, кривая возрастных численностей a priori не может быть плавной и функция, выражающая ход этой повозрастной кривой, — непрерывной.

Еще большее значение в этом смысле приобретало военное падение рождаемости — уже для обоих полов. Здесь изменения, внесенные в возрастную кривую дефицитом родившихся, оказались настолько значительными по величине и так резко ограниченными определенными поколениями, что нельзя было и думать о подборе обычного вида параболической кривой, которая могла бы без самого существенного нарушения истины выравнять на этом участке неизбежные в то же время неправильности, имеющие в основе своей неправильное указание возраста населением.

Правда, математика предоставляет в руки исследователя-демографа огромное число способов, какими можно изобразить и не непрерывную функцию, с каким угодно числом и направлением изломов. Но пользование такими функциями доводило бы до абсурда совершенно неизбежный произвол исследователя, заключающийся в свободе предварительного выбора вида интерполирующей функции, произвол, который в меньшей степени заключен во всяком математическом выравнивании и который в данном случае достигал бы совершенно исключительных пределов, ибо

исследователь, выбирая формулу, должен был бы заранее задаться и видом кривой, и конфигурацией изломов, и конкретным их расположением на абсциссе возрастов.

При таком положении исследователь, желающий избежать существенного расхождения с истиной при исправлении данных, мог итти по одному из следующих двух путей: или отказаться от всякого математического выравнивания возрастной кривой на некоторых, особо сомнительных возрастных участках, или, отказавшись вообще от выравнивания возрастной кривой численностей живущих и умерших, подвергнуть выравниванию некоторую иную кривую, причем такую именно кривую, в ходе которой a priori нельзя предположить непременного наличия указанных выше изломов и нарушений непрерывности.

Первое указание на необходимость следовать этим новым путям при построении послевоенных таблиц смертности мы можем найти у составителя последней (1920—1922 гг.) английской таблицы смертности (A. Watson).

„Вследствие значительного числа смертных случаев среди мужчин, призванных на военную службу, общее число мужчин в возрасте от 20 до 45 лет понижено, и естественная последовательность чисел населения в отдельных возрастных группах нарушена, что делает трудной, если не невозможной, интерпретацию численности мужского населения путем построения каких-либо математических кривых".[1]

При практическом построении таблиц смертности, однако, английские исследователи сочли возможным отойти от принципиально правильных теоретических установок и из соображений „большей привычности прежних методов для статистиков" — пойти обычным путем. Причиной этого послужили следующие соображения. Во-первых, в английских данных непосредственные сведения о численности детских возрастов вообще почти не нуждаются в выравнивании, а в 1920—1922 гг. главнейшие нарушения плавности возрастной кривой, вызванные глубоким падением рождаемости, приходились как-раз на ранние детские возрасты (вообще почти нигде не подвергающиеся выравниванию). Оставалась, следовательно, лишь военная убыль мужского населения, дающая значительно меньший излом кривой. Но здесь, при тех вообще незначительных искажениях возрастных численностей, какие можно наблюдать в английских переписях, оказалось, что практически на кривую вероятностей смерти тот или иной способ выравнивания (выравнивание чисел живущих и умерших или выравнивание окончательной кривой относительных чисел смертности) оказывает малое (количественно) влияние.

Этим и объясняется практический способ построения английской таблицы смертности.

---

[1] The Registrar General's Decennial Supplement. 1921, Part I. Life-Tables. London, 1927, p. 4.

Гораздо большее значение приобретали вопросы о послевоенных изломах кривой в условиях нашего Союза.

Прежде всего послевоенные таблицы смертности Союза ССР относятся к периоду, дальше отстоящему от периода войны (1926—1927), вследствие чего изломы, обязанные своим происхождением военному понижению рождаемости, при построении таблиц отражались на более старших детских возрастах. Далее, в переписных численностях этих детских возрастов несомненно скрывались и крупные искажения, вызванные неточным указанием возраста. Наконец, вообще говоря, искажения возрастных численностей (аккумуляция и т. п.) в СССР достигали весьма больших размеров, далеко превосходивших английские.

Все эти обстоятельства, в соединении с приведенными выше теоретическими соображениями, заставили авторов[1] последних таблиц смертности населения Союза ССР совершенно отказаться от математических методов выравнивания кривых повозрастных численностей живущих и умерших. В виду, вместе с тем, полной неизбежности внесения исправлений в повозрастные показатели, выравниванию была подвергнута во всех случаях лишь кривая относительных чисел, характеризующих смертность (коэффициентов смертности), в силу того соображения, что в ходе этой кривой a priori трудно ожидать непременных и столь глубоких и резких изломов и нарушений непрерывности, как в повозрастных кривых численностей живущих и умерших.

Таким образом, после окончания работ по построению таблиц смертности, в нашем распоряжении не оказалось (в противоположность обычным условиям) выравненных кривых численностей живущих по последней переписи, и задача получения такой кривой для последующих возрастных „передвижек“ и разного рода иных целей должна была получить самостоятельное решение.

Искажения возрастных численностей были весьма велики и сделали совершенно неизбежным выравнивание.

Вместе с тем, по изложенным выше соображениям, механически-математические способы выравнивания в этом случае нужно признать явно малопригодными. Возрастная кривая, напр., по переписи 1926 г., на промежутке возрастов от 7 до 13 лет a priori должна была представлять глубокие и резкие изломы, связанные с понижением рождаемости в 1915—1920 гг. Вместе с тем, на возраст 12 лет, повидимому, пришлась и своеобразная аккумуляция (отмечавшаяся в этом же возрасте и при переписи 1897 г.). Отделить, напр., в этом случае искажения (аккумуляции) от действительных изломов кривой математико-механическими методами совершенно невозможно. В меньшей степени это же соображение должно быть учтено при выравнивании численностей взрослых мужских возрастов, затронутых военной убылью.

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР. 1926—1927. Таблицы смертности, стр. XVI—XXIV. Планхозгиз. М.—Л., 1930.

Идея способа исправления повозрастных численностей живущих, положенного в основу настоящей работы, весьма проста.

Задача нахождения приблизительно верной численности доживших до момента переписи из некоторого поколения родившихся и живущих в соответствующем возрастном классе, с достаточной практической точностью могла бы быть решена, если бы мы имели в своем распоряжении данные нескольких переписей, следующих друг за другом через небольшие промежутки времени, напр., через каждый год.

В этом случае одно и то же поколение родившихся последовательно регистрировалось бы в возрастах и способствующих аккумуляции, и возрастах, где наблюдаются специфически преуменьшенные численности (соседние с аккумулирующими) и, наконец, в возрастах, относительно к аккумуляциям индиферентных.

Сопоставление численностей соответствующих возрастов, произведенное с учетом повозрастного вымирания, могло бы дать, путем применения простейших методов (напр., вычисления средней арифметической), представление о приблизительно верной истинной численности изучаемого поколения в некотором (среднем) возрасте.

В условиях отсутствия подобных последовательных переписей и наличия переписи лишь на одну дату, приходится обращаться к иным источникам. В случае, если, напр., в нашем распоряжении имеются данные о распределении умерших по однолетним возрастным группам за ряд лет, примыкающих с одной и с другой стороны к году переписи, можно попытаться использовать указанные материалы.

Распределение умерших по однолетним возрастным группам у нас в СССР (а в известной степени и в иных странах), так же, как и повозрастное распределение живущих, искажено повозрастными аккумуляциями, причем, однако, интенсивность этих искажений обычно значительно менее велика, нежели в случае переписных данных.

Предположим теперь, для простоты рассуждения, что в течение некоторого короткого ряда лет повозрастная смертность остается неизменной, причем именно такой, какая была в год переписи, т. е. именно той, какая нашла свое отражение в таблице смертности, соответствующей данному году.

Сложив повозрастные численности умерших (за ряд последовательных лет), отвечающих одному и тому же поколению (с поправками на повозрастные различия смертности) и разделив на число лет наблюдения, можно подойти таким образом к определению числа умерших в некотором возрасте, освобожденного в значительной степени от аккумулирующих искажений.

Разделив, наконец, полученное число на величину соответствующего повозрастного коэффициента смертности, можно получить и соответствующее число живущих данного возраста.

Практически, конечно, повозрастная смертность редко остается неизменной в течение нескольких последовательных лет и для получения

возможности использовать для всей суммы лет одну и ту же таблицу смертности приходится прибегать к различного рода предварительным поправкам.

Изложенная здесь в кратких чертах схема способа исправления повозрастных данных о численности живущих отнюдь не может претендовать на роль метода, заменяющего во всех случаях обычные методы математического выравнивания. Схема эта излагается здесь лишь как попытка с иной стороны обойти трудности выравнивания, встречающиеся в некоторых случаях, когда законность применения математических методов может вызывать сомнения.

Для того, чтобы в деталях ознакомить с процессом и результатами упомянутого метода, приводим пример выравнивания численности живущих мужского пола в УССР на момент переписи 1926 г.

Для решения задачи были использованы материалы о распределении умерших по УССР в целом за годы 1925, 1926, 1927, 1928 и 1929.[1]

Прежде всего были образованы итоги следующих возрастных групп.

Числа умерших мужского пола

Годы	1925	1926	1927	1928	1929
0— 1	127 945	122 581	121 709	110 254	118 039
2— 7	38 252	37 989	35 630	31 841	38 113
8—16	12 684	12 330	11 384	9 929	11 103
17 - 22	10 655	10 550	10 849	11 005	11 383
23—59	45 323	45 953	47 151	48 274	51 495
60—99	39 418	41 439	44 476	46 725	51 139
Итого	274 277	270 841	271 199	258 028	281 272

В дальнейшем 1927 г., как срединный, был принят за основу, и одно-летние данные об умерших за все иные годы были, путем умножения на соответствующие коэффициенты, приведены к тому, чтобы давать в пределах указанных шести возрастных групп итоги, одинаковые с итогами по 1927 г.

Далее, на основе таблицы смертности населения УССР (все население)[2] были вычислены ряды следующих коэффициентов возрастных передвижек:

$$J_x^{1925} = \frac{d_{x+2}}{d_x}$$

$$J_x^{1926} = \frac{d_{x+1}}{d_x}$$

$$J_x^{1928} = \frac{d_x}{d_{x+1}}$$

$$J_x^{1929} = \frac{d_x}{d_{x+2}}$$

[1] Природний рух населення України 1925, 1926, 1927, 1928, 1929 роцi.

[2] См. С. А. Новосельский и В. В. Паевский, l. c., стр. 14.

после чего однолетние данные об умерших в 1925 г. были умножены каждое на соответствующий коэффициент

$$J_x^{1925}$$

и отнесены к возрасту, на два года более старшему; каждое из чисел умерших в 1926 г. было умножено на соответствующий коэффициент

$$J_x^{1926}$$

и отнесено за счет возраста, на один год более высокого. Наконец, каждое из чисел умерших в 1928 г., умноженное на соответствующий возрастный коэффициент

$$J_x^{1928}$$

относилось к возрасту, на один год более молодому, а каждое из данных 1929 г., по умножении на

$$J_x^{1929}$$

— к возрасту, на два года более молодому.

В результате, для каждого из однолетних возрастов мы получали пять чисел умерших, происходящих все как бы из одного поколения и отличающихся только тем, что каждое из них специфически должно было отразить в себе или аккумуляции или искажения обратного смысла, в соответствии с тем, из сведений какого года оно получено, и, следовательно, какое возрастное искажение оно восприняло в себя.

Приведем, для примера, краткое извлечение из таблиц промежуточных вычислений.

Таблица 1

Примеры исчислений

Возраст	Числа умерших, приравненные (по группам) к числам умерших за 1927 г.					Коэффициенты возрастных передвижек				
	Годы					$\frac{d_{x+2}}{d_x}$	$\frac{d_{x+1}}{d_x}$	$\frac{d_x}{d_x}$	$\frac{d_x}{d_{x+1}}$	$\frac{d_x}{d_{x+2}}$
	1925	1926	1927	1928	1929					
9	1063	1070	1343	1354	1391	0.61809	0.78643	1	1.16352	1.40704
10	1264	1166	1058	1289	1308	0.74441	0.78594	1	1.27157	1.47923
11	1105	885	700	696	922	0.97967	0.94715	1	1.27236	1.61789
12	1606	1457	1266	1061	1037	0.95885	1.03433	1	1.05579	1.34335
13	1313	1283	1275	1100	929	1.04564	1.00830	1	0.96680	1.02075
14	1221	1180	1256	1355	1008	1.11934	1.03704	1	0.99177	0.95885

Передвинутые числа умерших

Возраст	Годы					Сумма за 5 лет	„Исправленное" число умерших за 1927 г.
	1925	1926	1927	1928	1929		
9	—	—	1343	1639	1492	—	—
10	—	841	1058	886	1393	—	—
11	657	916	700	1120	948	4341	868
12	941	838	1266	1063	967	5075	1015
13	1083	1507	1275	1344	—	—	—
14	1540	1294	1256	—	—	—	—

Складывая, после этого, по каждому возрасту все пять чисел и разделяя на пять, находим „исправленное" число умерших на 1927 г. Наконец, разделяя полученное „исправленное" число умерших на табличный соответственный коэффициент смертности, находим „выравненное" число живущих в соответствующем возрасте, примерно к середине 1927 г.

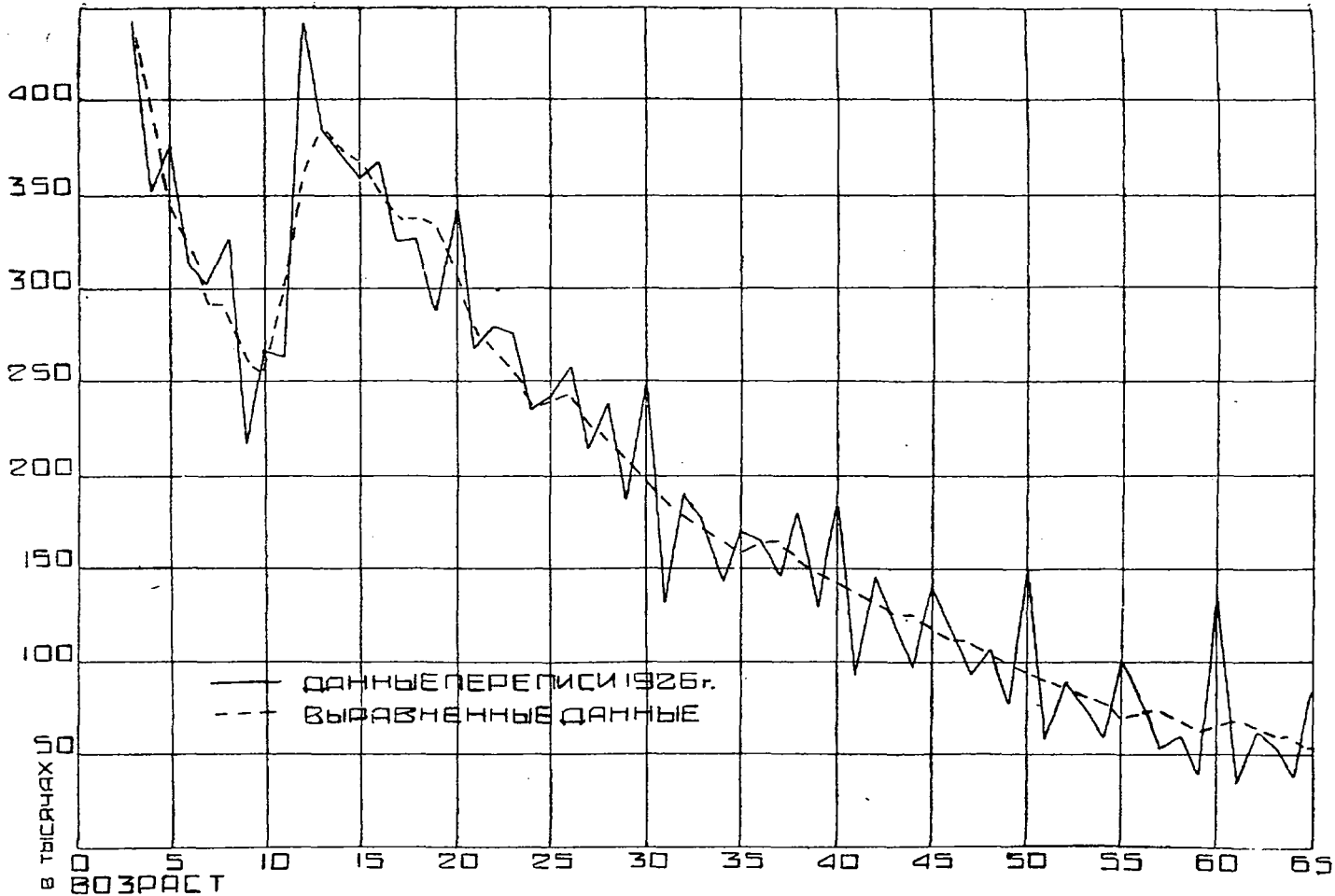
Чтобы перейти к численности населения на момент переписи (когда живущие были на полгода моложе), берем численность живущих в возрасте x, как среднюю арифметическую из чисел живущих (на средину 1927 г.) в возрасте x и предыдущем $(x-1)$.

Полученные в результате однолетние числа живущих могут при сложении и не давать итога, совпадающего с переписным итогом. Так, напр., по УССР (мужской пол) сумма выравненных таким образом чисел живущих в промежутке возраста от 3 до 99 лет составляет 12 300 264, в то время как переписной итог соответствующих возрастных групп равен 12 738 297. Образовавшаяся разница в итогах может быть распределена пропорционально на все возрастные группы.

Ниже приводится сопоставление выравненных и невыравненных чисел живущих по УССР на момент переписи (см. фиг. 2 и табл. 2).

Кроме приведенного примера выравнивания украинских данных о повозрастном распределении населения по переписи 1926 г., приведем такой пример исправления возрастного распределения населения СССР в целом, где изложенный выше метод выравнивания применен в комбинации с некоторыми исправлениями, внесенными на основе данных о родившихся за предшествующие годы (см. табл. 3).

Заметим, что применявшийся нами метод выравнивания возрастного состава населения СССР в некоторых деталях отличается от изложенного выше. Во-первых, отнюдь не для всех частей населения СССР удалось собрать однолетние данные об умерших за пять указанных лет. Поэтому в некоторых случаях пришлось пользоваться данными лишь за три года, приравнивая данные за недостающие годы к наличным данным за другие годы.



Фиг. 2. Возрастное распределение мужского населения УССР (по переписи 1926 г.).

Таблица 2

Население УССР на момент переписи 17 XII 1926 г.

Мужской пол

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
3	448 034	442 814	37	145 969	164 098
4	354 903	395 331	38	180 030	153 854
5	378 076	344 612	39	129 325	148 296
6	314 412	323 898	40	186 642	143 089
7	302 632	292 190	41	92 777	136 843
8	326 810	289 304	42	147 328	131 275
9	218 076	262 809	43	119 727	127 172
10	268 514	254 896	44	97 640	126 041
11	264 311	292 629	45	141 824	117 477
12	443 130	356 637	46	116 336	114 718
13	387 998	385 991	47	94 218	114 083
14	373 351	374 418	48	110 332	104 591
15	359 233	369 387	49	76 316	99 527
16	367 420	353 187	50	148 106	95 295
17	325 839	338 018	51	57 687	92 167
18	326 860	338 162	52	90 103	87 255
19	289 344	334 660	53	74 716	82 146
20	340 027	306 829	54	57 299	77 226
21	264 971	278 919	55	102 946	71 400
22	280 539	267 146	56	77 869	72 628
23	276 894	257 984	57	54 241	73 845
24	235 937	236 830	58	60 574	68 614
25	242 949	237 966	59	39 273	63 424
26	258 237	242 262	60	132 653	66 994
27	214 177	226 152	61	36 077	69 366
28	238 166	219 051	62	61 141	66 303
29	187 111	210 633	63	53 951	60 840
30	250 665	195 496	64	39 778	59 297
31	132 928	187 482	65	84 050	55 820
32	190 000	179 723	66	46 306	52 943
33	176 172	171 430	67	43 873	48 423
34	142 661	165 164	68	35 399	41 758
35	171 185	158 248	69	18 084	33 459
36	165 829	163 347	70	63 256	29 086

(Продолжение)

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
71	13 299	30 155	86	3 186	4 134
72	24 362	26 729	87	2 476	3 638
73	19 395	22 927	88	2 329	2 720
74	13 075	20 599	89	1 097	1 912
75	33 076	18 603	90	4 432	1 571
76	13 400	17 418	91	402	1 291
77	9 412	15 634	92	683	1 009
78	12 029	12 933	93	588	813
79	4 299	10 583	94	423	729
80	21 395	9 111	95	1 243	676
81	2 584	8 133	96	634	603
82	4 876	6 961	97	512	454
83	3 500	5 785	98	518	282
84	2 933	5 173	99	186	205
85	8 716	4 558		12 738 297	12.738 297

Население УССР на момент переписи 17 XII 1926 г.

Женский пол

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
3	437 887	403 688	14	385 565	417 966
4	360 022	358 739	15	383 911	413 321
5	371 025	343 873	16	417 672	397 718
6	316 601	319 471	17	366 886	378 368
7	309 734	290 437	18	373 074	361 328
8	329 528	297 772	19	312 231	346 351
9	220 651	271 122	20	372 423	314 192
10	272 916	250 790	21	203 559	292 992
11	256 798	298 053	22	298 536	285 558
12	423 159	360 926	23	287 899	282 362
13	377 250	404 987	24	261 219	275 137

(Продолжение)

Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих	Возраст	Невыравненные числа живущих	Выравненные числа живущих
25	312 513	271 140	63	53 524	68 395
26	286 918	280 886	64	40 189	66 513
27	257 514	277 166	65	120 045	63 814
28	297 995	256 543	66	42 010	61 490
29	177 515	234 812	67	44 618	55 578
30	330 466	209 404	68	39 437	48 440
31	109 345	192 186	69	17 057	42 579
32	196 115	181 752	70	100 397	37 928
33	171 803	177 466	71	11 105	36 622
34	138 930	175 916	72	21 616	31 160
35	228 076	174 602	73	16 552	24 372
36	173 406	184 296	74	11 171	21 395
37	161 490	184 809	75	44 356	20 678
38	202 991	169 100	76	12 436	19 597
39	114 268	155 052	77	8 909	17 821
40	260 646	146 362	78	12 038	15 285
41	71 462	139 299	79	3 937	12 752
42	135 485	130 773	80	31 382	11 060
43	105 734	122 474	81	2 325	9 857
44	89 746	116 770	82	4 234	8 126
45	183 880	115 694	83	2 974	6 269
46	102 795	121 610	84	2 468	5 464
47	88 534	121 786	85	10 641	4 738
48	124 986	114 816	86	2 561	4 123
49	68 351	109 782	87	2 287	3 796
50	224 587	106 329	88	2 015	3 230
51	48 755	101 048	89	1 125	2 476
52	86 509	95 086	90	6 019	2 048
53	68 229	91 628	91	390	1 718
54	57 763	90 166	92	616	1 309
55	154 715	87 114	93	519	1 007
56	88 947	87 879	94	332	892
57	64 673	89 311	95	1 526	807
58	80 191	85 615	96	576	718
59	39 741	79 796	97	441	494
60	199 012	84 283	98	556	316
61	32 361	88 483	99	203	286
62	62 119	80 161			
				13 609 699	13 609 699

Во-вторых, самый порядок исчисления был несколько иным: прежде всего, путем деления однолетних данных об умерших за каждый отдельный год на коэффициенты смертности были определены „гипотетические" числа живущих. Далее, эти числа живущих (а не умерших) уже были подвергнуты „передвижкам" по таблице смертности, чтобы привести данные каждого возраста к одному поколению.

Для возраста 12 лет и смежных возрастов на промежутке 9—15 лет исправления были в виде опыта произведены, исходя из соответствующих чисел родившихся и их смертности на соответствующих возрастных промежутках. Эти возрастные группы представляют особый интерес, так как относятся к поколениям родившихся в 1911—1917 гг. и на них особенно резко сказываются изменения в числах родившихся, связанные с переходом к военному времени и военному падению рождаемости. В частности, возраст 12 лет, т. е. родившиеся в 1914 г., относится к последнему календарному году „нормальной" довоенной рождаемости, и численность 12-летних по переписи естественно должна быть выше числа 10- и 11-летних, т. е. родившихся в 1915 и 1916 гг.; вместе с тем, численность 12-летних по переписи является преувеличенной независимо от этого, в связи с аккумуляциями, свойственными четным цифрам возрастных показаний, что видно при сопоставлении чисел 12-летних с числами 13- и 14-летних, т. е. родившихся в годы нормальной довоенной рождаемости, как и 12-летние

Численность населения обоего пола в возрасте 9—15 лет на 1 января 1927 г. (по переписи)

Год рождения	Возраст	Число
1917 г.	9 л.	2 322 245
1916 „	10 „	2 901 025
1915 „	11 „	2 668 472
1914 „	12 „	4 237 138
1913 „	13 „	3 665 967
1912 „	14 „	3 618 252
1911 „	15 „	3 640 316

Числа родившихся на территории всей б. России по отдельным бывшим губерниям и областям в 1911—1914 гг. имеются в „Отчетах о состоянии народного здравия", издававшихся Управлением главного врачебного инспектора. Для получения чисел родившихся на соответствующей современной территории Европейской части СССР были использованы поуездные данные о родившихся в б. Европейской России за 1906—1910 гг., публиковавшиеся в изданиях Центрального статистического комитета о естественном движении населения в Европейской России.[1] Определенный за эти годы по поуездным данным процент родившихся на территории отошедших частей Европейской России был распространен на сум-

[1] Публикации эти кончаются 1910 г.

марные числа родившихся по всей б. Европейской России в 1911—1914 гг., взятые из вышеуказанных „Отчетов о состоянии народного здравия". Числа родившихся в б. Азиатской России взяты из этих „Отчетов" полностью. Эти последние числа являются неполными, особенно в отношении родившихся женского пола в б. Туркестане, что видно из ненормального полового соотношения родившихся, составляющего 111—112 мальчиков на 100 девочек, вместо обычных 105—106. Числа эти были соответственно повышены. За 1915—1917 гг. числа родившихся имеются лишь по немногим губерниям и областям:[1] за 1915 г. — по 41 губернии, за 1916 г.— по 18 и за 1917 г. — по 7. Вместе с тем, по группам одних и тех же губерний данные эти достаточно однородны в смысле изменений чисел родившихся в военные годы. Так, если принять число родившихся в 1913 г. в каждой данной группе губерний равным 100, то числа родившихся в военные годы составляют:

	Для 41 губ. без Москвы и Ленинграда	Для 18 губ. без Москвы и Ленинграда	Для 7 губ. без Москвы и Ленинграда
1913 г.	100	100	100
1915 „	87	87	88
1916 „	—	66	69
1917 „	—	—	54

В виду этого, для получения чисел родившихся в 1915—1917 гг. на всей территории СССР было признано возможным понизить числа родившихся в 1913 г. для 1915 г. на 13%, для 1916 г. на 34% и для 1917 г.— на 46%.

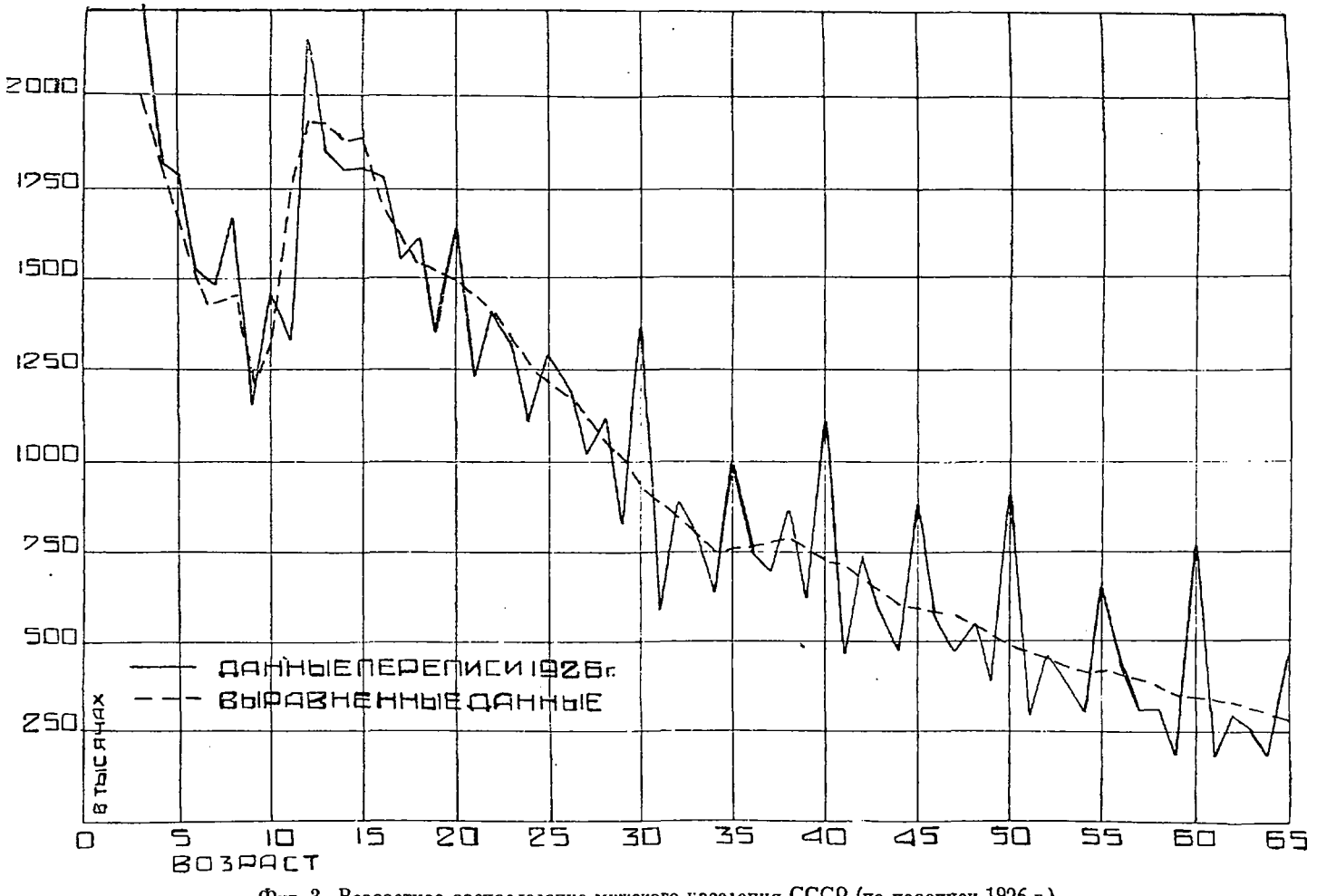
Для получения чисел доживших до 1 января 1927 г. из поколений родившихся в 1911—1917 гг. были использованы имевшиеся для отдельных из этих календарных лет для некоторых групп губерний числа умерших в возрасте до 1 года и таблица смертности для Европ. России 1907—1910 гг.[2] Все эти числовые материалы были приняты соответствующими данным для всего Союза.

Определенные вышеуказанным путем числа населения СССР в возрасте 9—15 лет на 1 января 1927 г. оказались в сумме почти на $^1/_2$ миллиона меньше чисел по переписи 1926 г. Объясняется это прежде всего тем, что в числа родившихся в 1911—1917 гг. не могли быть включены родившиеся в Бухаре и Хиве, в то время не входивших в состав России, в настоящее же время входящих в состав СССР, и население которых включено в данные переписи 1926 г. (население это составляет около 2600 тысяч).

---

[1] С. Новосельский. Влияние войны на естественное движение населения. — Тр. Комиссии по обследованию санитарных последствий войны 1914—1920 гг. М., 1923. Изд. Наркомздрава.

[2] С. Новосельский и В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР. Планхозгиз М.—Л., 1930.



Фиг. 3. Возрастное распределение мужского населения СССР (по переписи 1926 г.).

Таблица 3

ВОЗРАСТНОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ СССР
по переписи 17 XII 1926 г.
(в тысячах)

(Непосредственные и выравненные данные)

TABLE 3

Répartition par âge de la population de l'URSS, suivant le recensement du 17 XII 1926 (en milliers)

Возраст / Âge	Непосредственные данные. Données immédiates		Выравненные данные. Valeurs ajustées		Возраст / Âge	Непосредственные данные. Données immédiates		Выравненные данные. Valeurs ajustées	
	Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f		Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f
0	2 632	2 551	2 792	2 666	20 . . .	1 639	1 956	1 509	1 562
1	2 285	2 242	2 322	2 247	21	1 224	1 023	1 461	1 466
2	2 217	2 198	2 159	2 117	22 . . .	1 413	1 488	1 405	1 422
3	2 279	2 264	2 071	2 052	23	1 322	1 400	1 328	1 385
4	1 825	1 830	1 876	1 872	24	1 114	1 234	1 269	1 375
0—4	*11 238*	*11 085*	*11 220*	*10 954*	*20—24 . . .*	*6 712*	*7 101*	*6 972*	*7 210*
5	1 795	1 748	1 690	1 682	25	1 300	1 811	1 210	1 365
6	1 531	1 527	1 530	1 534	26	1 201	1 333	1 183	1 354
7	1 486	1 526	1 437	1 458	27	1 030	1 236	1 114	1 325
8	1 674	1 661	1 461	1 473	28	1 131	1 350	1 066	1 265
9	1 164	1 158	1 200	1 159	29	828	817	1 018	1 188
5—9	*7 650*	*7 620*	*7 318*	*7 306*	*25—29 . . .*	*5 490*	*6 547*	*5 591*	*6 497*
10	1 463	1 438	1 321	1 282	30	1 374	1 860	933	1 073
11	1 347	1 322	1 735	1 696	31	595	530	885	990
12	2 177	2 060	1 940	1 938	32	890	929	852	927
13	1 854	1 811	1 933	1 929	33	797	803	791	854
14	1 802	1 816	1 888	1 886	34	641	646	756	823
10—14 . . .	*8 643*	*8 447*	*8 817*	*8 731*	*30—34 . . .*	*4 297*	*4 768*	*4 217*	*4 667*
15	1 808	1 832	1 897	1 892	35 . . .	1 038	1 345	756	842
16	1 788	1 947	1 711	1 874	36	769	797	758	868
17	1 564	1 745	1 614	1 825	37	695	786	775	892
18	1 615	1 815	1 555	1 740	38	869	948	787	883
19	1 358	1 505	1 532	1 674	39	623	582	756	839
15—19 . . .	*8 133*	*8 844*	*8 309*	*9 005*	*35—39 . . .*	*3 994*	*4 456*	*3 832*	*4 324*

(Продолжение)

Возраст / Âge	Непосредственные данные / Données immédiates		Выравненные данные / Valeurs ajustées		Возраст / Âge	Непосредственные данные / Données immédiates		Выравненные данные / Valeurs ajustées	
	Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f		Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f
40	1 122	1 507	727	807	65	455	638	290	341
41	460	380	713	771	66	221	222	279	328
42	740	678	678	722	67	225	250	254	301
43	593	545	634	661	68	165	196	221	273
44	478	452	608	614	69	91	101	190	247
40—44	*3 393*	*3 562*	*3 360*	*3 575*	*65—69 . . . .*	*1 157*	*1 407*	*1 234*	*1 490*
45	892	1 077	595	610	70	379	625	180	235
46	579	515	582	621	71	70	70	161	214
47	480	472	577	630	72	117	124	150	217
48	554	593	552	621	73	93	96	130	177
49	388	358	514	595	74	63	66	113	142
45—49	*2 893*	*3 015*	*2 820*	*3 077*	*70—74 . . . .*	*722*	*981*	*734*	*985*
50	892	1 282	493	583	75	177	248	105	133
51	298	270	479	580	76	64	69	95	120
52	465	454	461	562	77	48	53	85	110
53	380	370	427	511	78	57	66	68	92
54	308	322	411	483	79	23	27	54	76
50—54	*2 343*	*2 698*	*2 271*	*2 719*	*75—79 . . . .*	*369*	*463*	*407*	*531*
55	651	898	417	496	80	140	229	48	71
56	423	467	410	493	81	16	18	40	57
57	303	356	391	479	82	24	26	33	47
58	312	387	377	472	83	17	18	32	46
59	198	210	352	458	84	13	14	29	40
55—59	*1 887*	*2 318*	*1 947*	*2 398*	*80—84 . . . .*	*210*	*305*	*182*	*261*
60	774	1 148	344	444	85	44	60	25	34
61	188	180	341	441	86	14	13	20	26
62	295	311	337	435	87	11	12	15	18
63	264	279	317	385	88	9	11	13	16
64	188	208	293	338	89	5	7	12	15
60—64	*1 709*	*2 126*	*1 632*	*2 043*	*85—89 . . . .*	*83*	*103*	*85*	*109*

(Продолжение)

Возраст / Âge	Непосредственные данные / Données immédiates		Выравненные данные / Valeurs ajustées		Возраст / Âge	Непосредственные данные / Données immédiates		Выравненные данные / Valeurs ajustées	
	Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f		Мужск. пол m	Женск. пол f	Мужск. пол m	Женск. пол f
90	32	50	10	13	98	2	3	2	3
91	2	3	7	10	99	1	2	2	4
92	3	4	5	7	95—99	*16*	*20*	*12*	*18*
93	3	3	4	7	100 л. и более .	12	17	3	4
94	2	2	4	6					
90—94	*42*	*62*	*30*	*43*	Неизвестн. возр. . . . . Âge inconnu	50	38	50	38
95	8	10	3	5					
96	3	3	3	4					
97	2	2	2	2	Итого . Total	71 043	75 985	71 043	75 985

Полученные числа населения были пропорционально увеличены с тем, чтобы общая сумма их равнялась сумме этих возрастов по переписи. Так как однако и сумма возрастов (9—15 лет) по переписи не может быть признана достаточно правильной, все полученные величины для возраста 0—19 лет были пропорционально изменены для соответствия суммарному итогу всей этой возрастной группы по переписи.

В табл. 3 сопоставлены выравненные и непосредственые данные для СССР (см. также фиг. 3).

Подчеркиваем еще раз, что, излагая здесь подобную методику исправлений повозрастных данных о живущих, мы вовсе не считаем указанный метод способным заменить во всех случаях обычные методы математического выравнивания. Приведенная здесь попытка исправления материала нуждается, несомненно, в дальнейшей разработке и проверке на многих опытах. Некоторые недостатки метода (напр., несколько преувеличенные численности в возрастах, оканчивающихся на 6 и 7) видны уже сейчас, однако, возможность дальнейшего усовершенствования методики, по нашему мнению, не исключена.

V. V. PAEVSKI ET S. A. NOVOSSELSKI

SUR L'AJUSTEMENT DES GROUPEMENTS PAR ÂGES

La violence des déformations imprimées par la guerre à la structure d'âge de la population dans le plus grand nombre des pays rend impraticables les méthodes usuelles d'ajustement mathématique des données de recensement. Toutefois, la nécessité de corrections à effectuer sur les données de recensement relatives aux distributions par âge n'en est pas moins évidente, ne fût-ce que du seul fait de l'inexactitude inhérent aux déclarations d'âge fournies dans bien des pays par la population recensée qui conduit à des accumulations fortement accusées à l'endroit des âges „arrondis" (se terminant en 0 et 5) et dans certains cas des âges pairs.

Pour corriger les valeurs numériques des âges on peut avoir recours dans certains cas à une méthode spéciale, qui consiste en la mise à profit des données disponibles sur les décès de plusieurs années se rattachant à l'année de recensement envisagée, pourvu que l'on ait la distribution des décédés par groupes annuels d'âge.

Dans ces conditions il est loisible de réunir des groupes d'âge de décédés pour des années diverses, mais relatifs à une seule et même *génération* et, tenant compte des variations de la mortalité dans le temps, de déterminer la marche de la courbe des âges de la population vivante en divisan les nombres corrigés des décédés par les coefficients de mortalité ajustés au préalable (d'après les tables de mortalité). C'est de la façon indiquée qu'a été effectué l'ajustement de la distribution par âge de la population de l'URSS (dans son entier) et de la RSS Ukraïnienne suivant le recensement du 17 XII 1926.

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
1933 · ТРУДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА · ТОМ I

В. В. ПАЕВСКИЙ

ОБ ИЗМЕРЕНИИ СМЕРТНОСТИ МИГРИРУЮЩИХ МАСС НАСЕЛЕНИЯ

I

При пересмотре приемов и методов, какими пользовалась наша дореволюционная демографическая статистика, нередко возникает вопрос о пригодности в настоящий момент некоторых основных предпосылок, служивших ранее основой для многих схем исследования.

Коренные изменения всего уклада и строя жизни страны могут заставить подвергнуть пересмотру не только первичные чисто теоретические предпосылки, лежащие в основе каждой отрасли научной деятельности, но заставить пересмотреть и тот комплекс чисто технических приемов и методов, какими пользуются исследователи-практики в повседневной работе. В частности должны подвергнуться пересмотру и некоторые математико-счетные приемы, какими оперирует демограф-статистик при исследовании явлений рождаемости, смертности, возрастной структуры населения и т. п. В широких кругах статистиков-демографов распространено убеждение в том, что математические формулы, будучи верными по существу и раз доказанными, не могут быть подвергнуты сомнению в отношении их ценности, как одного из орудий познания конкретной действительности. Мы полагаем, что такое убеждение (по крайней мере в области прикладной математики, используемой статистическими кругами) едва ли может быть признано правильным.

В самом деле, отметим хотя бы одно обстоятельство.

Прикладная математика (в области статистики) редко пользуется так называемыми „точными“ формулами: почти во всех без исключения случаях эти точные формулы, строго выводимые на основе тех или иных теоретических предпосылок, оказываются столь сложными и мало применимыми в условиях работы практика-исследователя, что немедленно

возникает проблема замены такой точной формулы иной, более простой, хотя и не вполне точной. Путем устранения из математического выражения части входящих в него величин, мы легко добиваемся такого упрощения окончательного, рабочего результата математических построений, при котором повседневное применение этого окончательного результата делается вполне возможным и удобным для рядового исследователя. При этом устранение из окончательной формулы тех или иных величин делается обычно по признаку малости этих величин, вернее по признаку сравнительной их незначительности по сравнению с остальными величинами, входящими в формулу.

Работник-практик, как правило, редко бывает осведомлен о том, что хорошо известная ему рабочая математическая формула является в сущности формулой приближенной. Постоянная работа в течение многих десятилетий приводит его к убеждению в том, что эта формула верна всегда и во всех условиях, ибо на практике формула оказывается верной во всех встречающихся ему случаях. Неточности, вытекающие из того, что формула, по существу, является приближенной, оказываются всегда столь малыми, что совершенно ускользают от взора исследователя.

Не касаясь вопроса о том, что самая схема, в которую ранее с легкостью укладывалось исследуемое явление и какая служила основой для математических построений, в новых условиях может оказаться и вовсе негодной, отметим здесь лишь иное, более простое обстоятельство. Может случиться так, что именно те величины, какие являлись крайне малыми в прежних условиях и которые именно по причине своей малости не нашли отражения в приближенной формуле — в изменившихся условиях начнут играть совсем иную роль, став количественно существенными и существенно же влияющими на результат вычислений. И наоборот: существенные прежде измерители могут достигнуть той степени малости, какая позволит вовсе пренебречь ими (или их степенями) в окончательной формуле. Внесение соответствующих изменений в первоначальный точный результат может так перестроить вид новой приближенной формулы, что она окажется совершенно непохожей на прежнюю приближенную. Отсюда и техника первичного исследования для работника-практика может в корне и целиком измениться.

С этой точки зрения становится понятным, почему нужно признать также крайне неосторожным и некритическое привлечение математико-статистической аппаратуры (в области демографии), выработанной западноевропейской наукой и состоящей главным образом из совокупности приближенных формул, к исследованиям, производящимся в условиях нашей нынешней конкретной действительности. Каждому новому случаю такого привлечения либо западноевропейской, либо дореволюционной аппаратуры должен предшествовать серьезный критический анализ методов и схем, на основе которых формула получила свое существование.

Настоящая работа и ставит своей задачей — пересмотреть те методы, какими обычно исчисляется смертность мигрирующих масс населения, отобрать из этих методов и приемов те, какие сохраняют свою пригодность и в настоящих условиях, отбросить явно непригодные и устаревшие или указать рамки, в каких оно может применяться и сейчас и, наконец, углубить недостаточно развернутые прежде приемы, получающие в настоящий момент существенное значение.

II

За последнее время в СССР чрезвычайно большое развитие и распространение получили разного рода учреждения, которые или прямо включают в круг своей деятельности (помимо прочих обязанностей) наблюдение за условиями доживаемости и смертности отдельных групп населения, или по роду своей работы предоставляют широкую возможность к такому наблюдению. К этого рода учреждениям должны быть отнесены в первую очередь всякого рода детские дома для детей различных возрастных категорий, всякого рода общежития для социально-призреваемых групп населения, затем диспансеры, санатории и проч. Самые последние годы дали новый толчок строительству подобного рода учреждений. Огромное развертывание получает ясельная сеть, как один из важнейших факторов, способствующих вовлечению женщины в производство. Возникает большое число бытовых коммун. Наконец и сами по себе колхозы должны войти в категорию учреждений, зорко следящих за доживаемостью и состоянием здоровья своих членов. При правильной постановке наблюдений, широкое поле для изучения смертности и доживаемости в рабочем возрасте могут дать и дома отдыха, пропускающие через себя огромные количества трудящихся. Чрезвычайно интересную картину наблюдений могут дать и уже дают учреждения амбулаторного типа — прежде всего всякого рода консультации для детей грудного возраста и для малых детей, уже переживших этот возраст. Наконец, большой интерес могут представлять и наблюдения за смертностью лиц, находящихся на учете органов социального страхования (стойко и временно нетрудоспособные и т. п.).

Наблюдение за смертностью населения во всех почти перечисленных типах учреждений нередко имеет первостепенное значение для самих учреждений. В поисках объективных критериев полезности того или иного учреждения, исследователи нередко останавливают свое внимание на показателях смертности клиентуры данного учреждения и, основываясь на сравнительной величине получаемых показателей смертности, дают ту или иную оценку целесообразности предпринимаемых правительством или обществом мероприятий, или меру полезности существования самих учреждений.

Нужно указать, что бо́льшая часть учреждений вышепоименованного типа имеет две общие черты, свойственные этому типу учреждений. Прежде всего, следует указать на неизбежную для таких учреждений большую или меньшую текучесть состава клиентуры. Во многих учреждениях такого типа нельзя выделить даже частичный контингент клиентуры, какой бы пробыл неизменно под наблюдением в течение одного календарного года. Иными словами, клиентура подобных учреждений отличается свойством постоянных миграций.

Далее, необходимо указать на то, что клиентура подобных учреждений, в отличие от клиентуры больничных учреждений, как правило, представляет собою в массе или совершенно здоровую часть населения, или группу населения, пораженную лишь специфически, в какой-либо одной области, и во всех остальных отношениях не представляющую никаких особенностей по сравнению со всей массой окружающего населения.

Эта последняя особенность вызывает, как следствие, и те особые требования, какие предъявляются к исследователям смертности учреждений подобного типа. Исследователи обязаны пользоваться такими методами и давать результаты своих исследований в таких формах, которые обеспечивали бы по возможности полную сравнимость и сопоставимость получаемых результатов по вопросам смертности в учреждениях с результатами исследований в области смертности общего населения. Только в том случае, если выбранные показатели смертности могут гарантировать возможность правильного сопоставления смертности не только различных учреждений между собою, но и смертности учреждений со смертностью всего города, всей страны — только такие показатели, повторяем, могут иметь максимум научной полезности и иметь серьезное социально-гигиеническое значение.

Отбор и выделение целесообразно построенных таких показателей и указание методов практического пользования ими и составляют предмет настоящей работы. При этом заранее оговариваем, что мы здесь не затрагиваем вовсе две, по существу весьма важные, стороны вопроса. Мы не касаемся, с одной стороны, стохастической, вероятностной, оценки получаемых показателей, с другой стороны, мы здесь почти целиком обходим вопрос о логической интерпретации получаемых показателей, как показателей сравнительной полезности тех или иных учреждений или как измерителей качественной постановки дела в учреждении. Каждый из этих вопросов требует особой трактовки; мы здесь ограничиваемся рассмотрением лишь самой структуры показателей смертности.

III

Рассмотрение статистических отчетов и обзоров деятельности учреждений с подобным мигрирующим составом клиентуры нередко приводит к некоторым удивительным заключениям. Оказывается, едва ли в какой-

либо иной области статистики можно встретиться с бо́льшим разнообразием приемов, употребляемых для оценки одного и того же статистического факта. Показатели смертности, которые фигурируют в статистических исследованиях, касающихся смертности даже однотипных учреждений, оказываются совершенно отличными друг от друга по существу. Кроме того, почти всегда структура этих показателей оказывается совершенно отличной от структуры тех показателей смертности, какими оперирует общая статистика населения. Таким образом, полученные после статистической обработки результаты, оказывается, не только не могут быть использованы для сравнения смертности в учреждении со смертностью страны или города в целом, но даже не дают материала для сравнения смертности в однотипных учреждениях между собою.

Построение относительных чисел, характеризующих смертность некоторой группы населения, обычно сводится к нахождению численной величины некоторой дроби. При этом почти не возникает разногласий в вопросе о том, что́ именно должно стоять в числителе этой дроби: разного рода исследователи сходятся в том, что в числителе должно стоять то число смертных случаев, какое произошло за данный период под наблюдением. Положение меняется, как только, однако, мы обращаемся к вопросу о знаменателе этой дроби. Здесь именно и наблюдается ни с чем не сравнимое разногласие исследователей. Некоторые исследователи здесь предлагают показывать число выбывших из-под наблюдения (за данный период). Другие считают необходимым к числу выбывших присоединить и умерших. Третьи присоединяют и оставшихся под наблюдением к моменту окончания наблюдений. Четвертые предлагают ставить число поступивших под наблюдение. Иные ограничиваются неопределенным указанием о том, что в знаменателе должны стоять все бывшие под наблюдением. Очень многие отказываются от счета лиц и предлагают ставить в знаменателе число проведенных полных дней, месяцев или лет. Наконец, некоторые считают необходимым в знаменателе указывать лишь число коек или, соответственно, штатных мест.

Естественно, что полученные столь различным путем показатели оказываются совершенно несравнимыми между собою. Вопрос сильно осложняется еще и необходимостью принятия во внимание такого исключительно важного фактора, как возраст.

Известно, что среди факторов, могущих влиять на количественную сторону показателей смертности, едва ли не наибольшее количественное влияние оказывает возраст изучаемой совокупности. Отсюда вытекает требование о необходимости или отдельного рассмотрения смертности различных возрастных групп, или о такой конструкции общих показателей смертности, какие давали бы возможность элиминирования возрастных различий. Указанные требования весьма часто также вовсе не соблюдаются: самые разнообразные в возрастном отношении (а следовательно и в отношении смертности) совокупности объединяются попросту в одно

целое и тем самым, при сравнении, сопоставляются с совокупностями, коренным образом отличающимися в возрастной структуре. К каким абсурдным результатам, в особенности при измерении смертности среди детей, можно притти при таких условиях, хорошо должно быть известно всякому исследователю смертности. В результате нередко можно наблюдать, как в статистических обзорах смертности учреждений, совершенно однотипных по существу и с примерно однородным составом клиентуры, появляются показатели смертности, отличающиеся друг от друга не на 10—20%, а превышающие друг друга в два-три, а нередко и в десять раз.

Разнообразие методов конструкции показателей смертности учреждений можно отметить не только в разных странах, но и в пределах одной и той же страны. Одно и то же явление можно наблюдать и в СССР и в западноевропейских странах. Отсутствие твердо установленных методов, таких же общеобязательных, какими являются, напр., методы общей статистики населения, характеризует указанную область исследования, повидимому, повсеместно. Характерно, что и наиболее известные и общеупотребительные статистические руководства не дают твердых указаний по этому вопросу.

Причина такой неопределенности в методах конструкции показателей смертности учреждений, по нашему мнению, кроется в том, что на подобные учреждения часто целиком переносились методы статистики учреждений больничного типа. Нужно сказать, что статистика учреждений больничного типа обычно задается особыми требованиями в отношении сравнимости показателей между собою и, в особенности, в отношении сравнимости показателей смертности больничных учреждений с показателями смертности общей статистики населения. Всякая больница являет собою столь индивидуальное, с точки зрения статистики, явление, что нередко отпадает всякая возможность сопоставления двух больниц между собою (в смысле смертности). Во всяком случае, такое сопоставление лишено того статистического интереса и значения, какое приобретает сравнение смертности двух, как правило, здоровых (и лишь находящихся в различных условиях) групп населения между собою. Для больницы, по большей части, достаточно сравнение смертности во времени; с этой точки зрения всякий из числа названных выше показателей смертности является более или менее практически приемлемым, лишь бы он одинаково строился из года в год.

Гораздо более целесообразным явилось бы перенесение в изучаемую область тех приемов изучения смертности, какими пользуется хорошо разработанная статистика смертности страховых учреждений. Однако и здесь полное и безоговорочное перенесение методов страховой статистики в область статистики смертности учреждений, как мы увидим далее, является неприемлемым.

IV

Основным требованием, которое необходимо должно быть соблюдено при всяком статистическом изучении смертности населения, является требование о расчленении, хотя бы в процессе изучения, всей массы населения на однородные в своем составе в отношении возраста группы. При этом смертность должна подвергнуться отдельному рассмотрению в каждой отдельной возрастной группе. Это вовсе не исключает возможности получения общих суммарных показателей смертности для всей массы населения в целом: рассмотрение целесообразных методов получения таких суммарных показателей и должно явиться одной из главных наших задач. Однако, на одной из промежуточных стадий статистической работы совершенно необходимым является такое расчленение: смертность является фактором, в столь сильной степени зависящим от возраста, что пренебрежение к этому требованию и соединение в одно целое групп населения, сильно разнящихся по возрастной структуре (а следовательно и по смертности), может привести к явно нелепым результатам.

Условившись о таком расчленении, далее можно ставить более простую задачу, заключающуюся в отыскании целесообразных показателей смертности меняющегося в своем составе, но однородного в смысле возраста населения.

Как известно, наиболее употребительным и логически ясным по своей интерпретации является показатель, именуемый вероятностью смерти в данном промежутке возраста или времени наблюдения.

В случаях наблюдения смертности масс, подверженных непрерывным миграциям, мы лишены, однако, возможности сконструировать непосредственно подобный показатель. Даже при совершенно понятной величине числителя этой дроби (число умерших под наблюдением), при построении знаменателя нет возможности указать ту начальную массу доживших, из которой (и только из которой) могли получиться наблюденные и отнесенные в числитель смертные случаи.

Таким образом, по необходимости, приходится отказаться от непосредственного использования „вероятности смерти“ в вопросах исследования смертности текучего населения и обратиться первоначально к иным показателям, не требующим определения численности среды, порождающей смертные случаи. Таким показателем является прежде всего коэффициент смертности, т. е. отношение числа смертных случаев, происшедших в некоторой среде, к общему числу единиц времени, прожитых лицами наблюдаемой совокупности за все время наблюдения. Такое отношение и будет представлять коэффициент смертности данной группы за данный период наблюдения.

Если при этом исследуемая совокупность заранее разделена на возрастные группы и наблюдение велось при таких условиях, что в изучаемую группу входили лица лишь одного возрастного подразделения (а сле-

довательно, с приблизительно постоянной смертностью), то подобный коэффициент может быть квалифицирован и как повозрастный коэффициент смертности. Как можно видеть из приведенного только что определения, мы придаем здесь коэффициенту смертности совершенно специальный смысл, именно тот, какой он имеет в учении о таблицах смертности и в математической теории населения. Обычно применямое понятие коэффициента, как отношения числа смертных случаев к числу „среднего" населения изучаемой совокупности, в общем случае не может быть отождествлено с принятым нами понятием. Такое отождествление оказывается возможным лишь при некоторых специальных условиях, о которых мы здесь не будем упоминать.

Получение численной величины подобного коэффициента может быть осуществлено различными практическими путями. Основной задачей в этом случае является подсчет числа единиц времени, прожитого всеми лицами совокупности под наблюдением. Такой подсчет может осуществляться прежде всего непосредственно, и именно путь непосредственного подсчета является самым рациональным путем в тех случаях, когда изучается смертность совокупностей численно малого объема.

Пусть, напр., в течение какого-угодно периода времени (величины t) наблюдались все время лица возрастного промежутка

$$x \ldots\ldots x+k$$

и подсчитано, что все эти лица прожили за время t

$$P_{x|x+k} \text{ лет.}$$

Если за тот же промежуток времени t среди лиц в возрасте $(x, x+k)$ наблюдалось $M_{x|x+k}$ смертных случаев, то величина

$$m_{x|x+k} = \frac{M_{x|x+k}}{P_{x|x+k}} \tag{1}$$

и будет годовым коэффициентом смертности возрастной группы $(x, x+k)$. Подобным же образом получаются месячные и дневные коэффициенты смертности. Заметим, что коэффициенты смертности по самому смыслу своему допускают операции сложения, вычитания коэффициентов между собою, умножения на некоторый множитель и, наконец, деления на некоторый делитель — операции, не имеющие смысла по отношению к „вероятности смерти". В дальнейшем нам неоднократно придется рассматривать величину

$$km_{x|x+k}$$

представляющую собою тот же коэффициент смертности, умноженный на длину изучаемого возрастного периода. В этом случае коэффициент этот представляет собою число наблюденных смертных случаев, приходящееся уже не на единицу прожитого времени, но на число единиц времени по величине равное длине возрастного периода.

Аналогичное умножение на коэффициент K годовой „вероятности смерти" невозможно без утраты логического смысла операции.

В дальнейшем мы предполагаем указать некоторые технические методы, сильно упрощающие кропотливую операцию подсчета числа прожитых единиц времени под наблюдением, а также дать понятие о способах использования найденных таким образом частичных повозрастных коэффициентов с целью получения общей картины доживаемости совокупности.

V

Ценность всякого рода статистических относительных чисел, как известно, повышается при увеличении числа объектов наблюдения. Это основное положение статистической теории, остающееся справедливым для значительной части случаев статистической практики, заставляет исследователей смертности стремиться к изучению по возможности наиболее обширных по размеру совокупностей и придавать показателям, полученным в результате изучения именно таких больших по размеру совокупностей наиболее существенное и важное значение. Следствием такого стремления является необходимость в создании приемов наиболее удобного изучения смертности совокупностей, по объему весьма больших. В этом случае получение величины коэффициентов смертности наталкивается на значительные технические трудности. Подсчет числа прожитых единиц времени для совокупностей численно больших, в особенности, если этот подсчет нужно производить по детально подразделенным возрастным периодам, представляет собою весьма трудную практически и кропотливую работу. Кроме того, на практике могут встретиться (и чаще всего встречаются) такие случаи, когда характер самого статистического материала может не позволить произвести такую работу подсчета: вместо сведений о прожитом времени мы можем иметь лишь сведения о числе лиц, прибывающих и выбывающих из-под наблюдения. Возникает вопрос о выборе некоторых целесообразно подобранных гипотез, которые позволили бы обойти эту трудность и дали бы возможность отказаться от сложных, нередко практически невыполнимых подсчетов.

Известны несколько путей разрешения этого вопроса. Западноевропейская статистика до сего времени шла, главным образом, по двум, подсказанным практикой, направлениям.

Первый путь — наиболее полно и хорошо разработанный — это путь исследования смертности страховых учреждений; второй путь — это методы статистики общего населения.

Вполне понятно то широкое развитие, какое получили методы страховой статистики смертности на западе и отчасти у нас до революции. Правильное и точное определение величины повозрастной смертности служило гарантией неразрушимости и незыблемости огромных страховых фондов, накопленных страховыми обществами, и предохраняло эти финан-

совые предприятия от возможности краха и разорения. Поэтому именно в этой области статистики можно назвать целый ряд виднейших исследователей, тщательно разрабатывавших вопросы наиболее точных и практически удобных методов получения величины повозрастных вероятностей смерти. Здесь можно назвать работы Wittstein'a,[1] Behm'a,[2] Heym'a,[3] Zeuner'a[4] и мн. др.

Все указанные исследователи, а также изложения этого вопроса, приводимые в распространенных руководствах,[5] имеют то общее, что они исходят все из схем того статистического материала, какой имеется в распоряжении некоторого страхового учреждения, понимая под таковым обычный тип западноевропейского частного страхового общества. В этих условиях, обычно, приходится иметь дело с исчислением смертности почти исключительно взрослого, здорового населения. Далее, в этих условиях, под наблюдением доживает до нижней границы любого возраста значительное число лиц и из этого числа лиц почти такое же количество доживает и до границы следующего изучаемого возраста.

Числа прибывающих и выбывающих, а также умирающих обычно бывают незначительны по сравнению с основной массой доживающих, и введение величин, характеризующих прибытие и выбытие, в формулу для вычисления вероятности смерти принимает характер внесения мало существенной поправки к результату, какой может быть получен путем рассмотрения только числа доживающих под наблюдением. Общим также для всех упомянутых исследований является рассмотрение искомой величины вероятности смерти, как величины малой (заключающейся обычно в пределах от 0.001 до 0.08 и редко превышающей 0.1). Этот взгляд на q, как на величину малую, обычно и влияет на самый метод вывода окончательной формулы, служащей для вычисления. Приведем, в качестве примера наиболее простой метод вывода рабочей формулы, служащей для построения страховых таблиц смертности. Метод этот приводится в наиболее распространенных руководствах.[6]

Пусть исследуется смертность однолетнего промежутка возраста.

Введем следующие обозначения:

L_x — число доживших до возраста x под наблюдением.

A — число прибывших под наблюдение в промежутке возраста от x до $x+1$.

---

[1] Th. Wittstein. Die Mortalität in Gesellschaften mit eintretenden und ausscheidenden Mitgliedern. Grunert's Archiv der Math. und Phys., XXXIX, S. 67.

[2] G. Behm. Nachtrag zu der Statistik der Mortalitäts-Invaliditäts und Morbilitätsverhältnisse pro 1877, SS. 13—15.

[3] Heym. Einige Betrachtungen über Sterblichkeit. Rundschau der Versicherungen. Bd. III.

[4] Zeuner. Abhandlungen aus der mathematische Statistik. Leipzig, 1869.

[5] См. напр. H. Westergaard und H. C. Nybolle. Grundzüge der Theorie der Statistik. Zweite Auflage. Jena, 1928, S. 484.

[6] См., напр. E. Czuber. Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung. 3 Auflage Zweiter Band. Leipzig, 1921.

B — число выбывших[1] из-под наблюдения в том же промежутке возраста.

M — число умерших под наблюдением в том же промежутке возраста.

Рассмотрим возраст

$$x+z \qquad (o<z<1)$$

Тогда, из условия равномерности, в элементарно-малый промежуток.

$$x+z, \qquad x+z+dz$$

вступит под наблюдение[2]

$$Adz$$

лиц, которые дошли до момента возраста $x+z$ из числа

$$A\frac{l_x}{l_{x+z}}dz$$

имевших возраст x (не будучи в то время под наблюдением). Отсюда заключаем, что до начала наблюдения умерло.

$$A\left(\frac{l_x}{l_{x+z}}-1\right)dz$$

Число выбывших в тот же элементарно-малый интервал равно

$$Bdz$$

Из них доживает до возраста $x+1$ (уже вне наблюдения)

$$B\frac{l_{x+1}}{l_{x+z}}$$

и умрут после выхода из-под наблюдения

$$B\left(1-\frac{l_{x+1}}{l_{x+z}}\right)dz$$

Таким образом из всего числа лиц

$$L_x+Al_x\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}},$$

какие были в момент возраста x, умрут до достижения возраста $x+1$

$$M+A\left(l_x\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}-1\right)+B\left(1-l_{x+1}\int_0^1\frac{dz}{l_{x+z}}\right)$$

---

[1] Прибытие и выбытие предполагаются равномерно распределенными во времени.

[2] Встречающиеся здесь и далее символы: l_x, d_x, q_x, p_x — обычные, международно-принятые обозначения биометрических функций.

Обозначив для краткости

$$\int_0^1 \frac{dz}{l_{x+z}} = k,$$

получим для величины вероятности смерти q_x

$$q_x = \frac{M + A(kl_x - 1) - B(kl_{x+1} - 1)}{L_x + Akl_x}$$

или

$$L_x q_x + (A - B)(1 - kl_{x+1}) = M \tag{2}$$

Для того, чтобы можно было вычислить интеграл k, следует принять какое-либо предположение о виде функции l_x; примем простейшее (допустимое в силу незначительности промежутка x, $x+1$) предположение о линейности l_x в указанном промежутке, т. е. положим

$$l_{x+z} = l_x - z(l_x - l_{x+1})$$

Тогда

$$k = \int_0^1 \frac{dz}{l_{x+z}} = \frac{1}{l_x - l_{x+1}} \lg \frac{l_x}{l_{x+1}} = -\frac{1}{l_x - l_{x+1}} \lg (1 - q_x)$$

Отсюда из (2) получаем

$$L_x q_x + (A - B)\left[1 + \frac{l_{x+1}}{l_x - l_{x+1}} \lg (1 - q_x)\right] = M$$

или

$$L_x q_x + (A - B)\left[1 + \frac{1 - q_x}{q_x} \lg (1 - q_x)\right] = M$$

Разлагая $\lg(1 - q_x)$ в ряд и делая обычные для страховой статистики предположения о малости q_x (вследствие чего останавливаемся на первой степени), будем иметь

$$L_x q_x + (A - B)\frac{q_x}{2} = M$$

или

$$q_x = \frac{M}{L_x + \frac{A - B}{2}} \tag{3}$$

Условия работы обычного страхового общества положены в основу методов, какими выведены и иные формулы для вычисления вероятности смерти мигрирующей массы населения. При этом у всех почти названных выше исследователей предположение о малости величины q_x и о сравнительной незначительности миграции — является общим предположением. В остальном, различия обычно состоят в том, что делаются разнообразные предположения о законе миграции. Wittstein принимает предположение равномерности и непрерывности прибытия и выбытия на всем промежутке; Behm выводит свою формулу из предположения о миграции, поровну рас-

пределенной на m сроков в году; Zeuner делает предположение о пропорциональности интенсивности миграций в разных возрастах — числам доживающих для этих же возрастов. Zeuner (наиболее простым способом) при этом своем предположении приходит в результате к той же формуле

$$q_x = \frac{M}{L_x + \frac{A-B}{2}} \tag{3}$$

иной вывод которой был приведен нами.

Нужно сказать, что именно эта формула и легла в основу построения почти всех страховых таблиц смертности. Именно эта формула и приводится во всех статистических руководствах, когда речь идет о методах получения вероятности смерти мигрирующей массы населения.

Возникает вопрос о рамках приложимости этой формулы к условиям исчисления смертности совокупностей, подверженных миграции вообще, хотя бы условия, в каких находятся эти совокупности, и не отвечали условиям, в коих обычно оперирует страховое общество.

Возьмем в виде опыта следующий, хотя и искусственный, но не представляющий ничего невозможного в условиях, напр., карантинного учреждения, пример. Пусть к началу изучаемого возрастного периода не было вовсе наблюдаемых лиц (учреждение только что открылось, хотя бы после ремонта), пусть в течение исследуемого периода прибыло под наблюдение 1000 человек, выбыло 900, умерло 60 и 40 осталось к заключительному моменту. Тогда

$$q_x = \frac{60}{0 + \frac{1000-900}{2}} = \frac{60}{50} = \frac{6}{5} > 1.$$

Получается явно абсурдный результат.

Примеров, подобных приведенному, можно привести бесчисленное множество. Вообще, можно указать, что в указанной формуле (3) из существа входящих в нее величин M, A, B и L_x вовсе не вытекает необходимость того, чтобы числитель всегда был меньше знаменателя.

Непригодность формулы для некоторых частных случаев подвергает сомнению и общую ее надежность. В особенности сомнительна возможность применения ее в случаях большой (относительно) миграции и одновременно большой смертности. Примененное при выводе формулы отбрасывание степеней выше первой ведет в результате к ошибке в данном члене уравнения (служащего для определения q_x), причем легко можно увидеть, что ошибка эта не превышает $\left|\frac{q_x^3}{12}\right|$. Когда q_x мало, ошибка действительно невелика. Но при приближении q_x к единице — ошибка делается чувствительной. Кроме того, величина ошибки в одном члене уравнения еще не дает прямых указаний на ошибку, какая вносится отбрасыванием ряда членов в определение корня уравнения. Поэтому во всех

случаях исчисления смертности массы с большой миграцией и большой смертностью нужно, повидимому, искать иные способы для определения величины вероятности смерти.

Все те соображения о неполной непригодности обычных методов страховой статистики к определению смертности любой мигрирующей массы, какие мы приводили выше, еще с большим правом могут быть отнесены и к тем методам, какие применяются общей статистикой населения при изучении смертности масс, подвергнутых явлениям миграции.

В той задаче, какая обычно стоит перед статистикой общего населения, т. е. в задаче построения таблиц смертности на основе данных переписи и текущей регистрации умерших, исследователь встречается обыкновенно с огромными массами населения, доживающими до разных возрастов вне всяких миграционных процессов и с сравнительно весьма незначительными (количественно) миграционными контингентами.

Большая часть исследователей (Lexis,[1] Becker[2]) рассматривают миграции, лишь как явление, мешающее правильному определению величины вероятности смерти постоянного населения. Наилучшей возможностью, напр., Lexis считает такие условия, при которых можно вовсе не обращать внимания на миграции. В тех случаях, когда это невозможно, исследователи (Lexis) стремятся чаще всего к тому, чтобы создать приближенные формулы, устраняющие влияние миграций на величину вычисляемой вероятности смерти. Lexis приводит целый ряд подобных приближенных формул, выведенных при помощи нескольких гипотез (гипотеза пропорциональности вероятности смерти длине промежутка вымирания, гипотеза равномерности распределения смертных точек в соединении с гипотезой равномерности миграций во времени, гипотеза равномерного роста миграционных контингентов вместе с возрастом.[3] При этом почти во всех случаях оказывается в результате возможным совсем пренебречь влиянием миграций, тем более, что подавляющая часть мигрирующих — является, по мнению Lexis'a, людьми взрослыми, не старыми и вполне здоровыми, почему общее число смертных случаев, происходящее в миграционных массах, можно считать незначительным, а следовательно общее наблюденное число умерших в населении — принимать за число умерших из постоянного населения и относить к численности такового. Отметим еще, что и для Lexis'a условие незначительности общей вероятности смерти — является существенным условием всех его построений.

[1] Lexis. W. Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. Strassburg, 1875, S. 47—55. — Lexis. W. Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungs- und Moralstatistik. Jena, 1903, S. 46—59.

[2] Becker, K. Zur Theorie der Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen. Stat. Nachrichten über das Grossherzogthum Oldenburg, IX, 1867.

[3] Все эти гипотезы, конечно, прилагаются лишь к явлениям, происходящим внутри однолетнего возрастного промежутка.

VI

В условиях того разнообразия задач измерения смертности масс, текучих по своему составу, какие в настоящее время могут встретиться в СССР, нужно найти такое решение поставленного вопроса, которое не было бы связано ни условием незначительности миграций, ни условием малости величины вероятности смерти. Кроме того, крайне желательно, хотя бы в начальной стадии рассмотрения задачи, найти настолько общее решение вопроса, которое не было бы связано и никакими априорными предположениями о виде функций, изображающих смертность и закон миграции, так, чтобы лишь впоследствии из этого общего решения можно было бы получить ряд частных решений, отвечающих той или иной гипотезе относительно этих функций.

Пусть нашей задачей является измерение смертности в возрастном промежутке (или, аналогично, в промежутке времени наблюдения)

$$x,\ x+n$$

Введем следующие обозначения. Пусть

L_{x+z} — обозначает число доживших под наблюдением до возрастной границы $x+z$

A_{x+z} — число вступивших под наблюдение в промежутке возраста от x до $x+z$

B_{x+z} — число выбывших из-под наблюдения в промежутке возраста от x до $x+z$

M_{x+z} — число умерших под наблюдением в промежутке возраста от x до $x+z$.

Обозначим, далее, как обычно принято, через μ_{x+z} величину, носящую название „силы смертности для момента (возраста) $x+z$“ (force of mortality. Sterblichkeitsintensität); иными словами, будем считать, что вероятность лицу, достигшему возраста $x+z$ умереть в промежутке возраста

$$x+z,\ x+z+dz$$

равна

$$\mu_{x+z}\,dz$$

Относительно всех вышеназванных функций мы пока не делаем никаких предположений, кроме обычного условия (фиктивного по существу) о их непрерывности и дифференцируемости на всем изучаемом промежутке.

Прежде чем перейти к рассмотрению задачи, условимся еще о двух обозначениях.

Мы уже упоминали о величине, называемой коэффициентом смертности

$$m_x' = \frac{M_{x+z}}{\int_0^z L_{x+z}\,dz} \tag{4}$$

представляющей собою отношение числа наблюденных за некоторый промежуток возраста смертных случаев к общему числу прожитых за тот же промежуток (всей наблюдаемой совокупностью) единиц времени.

В частном случае, когда L_{x+z} изменяется в исследуемом промежутке времени линейно, коэффициент принимает вид

$$m_x' = \frac{1}{z} \cdot \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

При неизвестности вида функции L_{x+z}, предположение о линейности ее служит наиболее часто для первого грубого приближения к величине коэффициента.

Исходя из этого, назовем

$$m_x' = \frac{1}{z} \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \tag{5}$$

приближенным или грубым коэффициентом смертности.

Далее, величину

$$k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \tag{6}$$

назовем коэффициентом изменяемости наблюдаемой совокупности для промежутка возраста

$$x,\ x+z$$

Переходя к рассмотрению задачи, заметим, что при наших обозначениях соотношение

$$L_{x+z} = L_x + A_{x+z} - B_{x+z} - M_{x+z} \tag{7}$$

является очевидно справедливым для всякого z в промежутке

$$x,\ x+n$$

При этом, в виду того, что

$$L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz$$

будет изображать число[1] умерших в промежутке возраста

$$x+z,\ x+z+dz$$

можно положить

$$M_{x+z} = \int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz \tag{8}$$

В дальнейшем, для сокращения письма, положим

$$A_{x+z} - B_{x+z} = R_{x+z}$$

и будем называть R_{x+z} миграционной функцией.

[1] Вернее, математическое ожидание числа умерших в данном элементарно-малом промежутке возраста.

Тогда (7) примет вид

$$L_{x+z} = L_x + R_{x+z} - \int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz \tag{9}$$

Умножим обе части (9) на μ_{x+z} и положим, для краткости

$$y = \int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz$$

$$\frac{dy}{dz} = y' = L_{x+z}\,\mu_{x+z}$$

Тогда (9) примет вид

$$L_{x+z}\,\mu_{x+z} = L_x\,\mu_{x+z} + R_{x+z}\,\mu_{x+z} - \mu_{x+z}\int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz$$

или

$$y' = L_x\,\mu_{x+z} + R_{x+z}\,\mu_{x+z} - \mu_{x+z}\,y$$

$$y' + \mu_{x+z}\,y = L_x\,\mu_{x+z} + R_{x+z}\,\mu_{x+z} \tag{10}$$

Умножая обе части (10) на

$$e^{\int \mu_{x+z}\,dz}$$

легко найти общий интеграл данного дифференциального уравнения относительно y

$$\frac{d}{dz}\left(ye^{\int \mu_{x+z}\,dz}\right) = L_x\,\mu_{x+z}\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz} + R_{x+z}\,\mu_{x+z}\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz}$$

$$ye^{\int \mu_{x+z}\,dz} = L_x \int \mu_{x+z}\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz}\,dz + \int R_{x+z}\,\mu_{x+z}\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz}\,dz + C,$$

где C — произвольная постоянная.

Выполняя интегрирование в правой части (второй член интегрируется по частям), будем иметь

$$ye^{\int \mu_{x+z}\,dz} = L_x\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz} + R_{x+z}\,e^{\int \mu_{x+z}\,dz} - \int e^{\int \mu_{x+z}\,dz}\,R'_{x+z}\,dz + C$$

или, вспоминая, что

$$y = M_{x+z}$$

получаем

$$M_{x+z} = L_x + R_{x+z} - e^{-\int \mu_{x+z}\,dz}\int e^{\int \mu_{x+z}\,dz}\,R'_{y+z}\,dz + Ce^{-\int \mu_{x+z}\,dz} \tag{11}$$

Подставляя из (7)

$$L_{x+z} = L_x + R_{x+z} - M_{x+z}$$

получаем окончательно

$$L_{x+z} = e^{-\int \mu_{x+z}\,dz}\int e^{\int \mu_{x+z}\,dz}\,R'_{x+z}\,dz + Ce^{-\int \mu_{x+z}\,dz} \tag{12}$$

Соотношение (12) дает общее выражение для функции L_{x+z} в зависимости от силы смертности μ_{x+z} и от миграционной функции R_{x+z}.

Для дальнейшего практического использования полученного результата необходимо перейти к конкретным предположениям о виде функций μ_{x+z} и R_{x+z}. Рассмотрим некоторые частные случаи таких предположений, которые могут иметь наибольшее практическое значение.

VII

Относительно вида миграционной функции R_{x+z} необходимо сказать следующее. В сущности говоря, присваивать численному изменению прибытия и выбытия вид какой-либо определенной, а тем более простой зависимости от возраста — едва ли возможно на практике. Чаще всего, в особенности при незначительном количественно материале для наблюдений, не удается подметить никакой особой закономерности в изменениях чисел прибывающих и выбывающих.

Тем не менее, пытаясь установить какое-либо обобщающее условие относительно прибытия и выбытия, естественнее всего (в отсутствии всякой иной специальной информации) остановиться на предположении о том, что за промежуток времени (возраста) вдвое, втрое больший — прибывают и убывают соответственно вдвое или втрое больше лиц, т. е. остановиться на предположении о равномерности миграции во времени (возрасте). Именно так подходит к решению этого вопроса большая часть всех исследователей. Заметим, что в том случае, когда мы сможем по произволу уменьшать величину исследуемого интервала возраста, мы тем самым будем уменьшать и величину ошибки, возможной при принятии такого предположения. Во всяком случае эта гипотеза — гипотеза равномерности миграций — является гораздо более естественной и соответствующей наблюдающемуся на практике ходу событий, чем гипотеза Zeuner'a о пропорциональности чисел мигрирующих числам доживающих.

Предположение равномерности миграций во времени приводит, принимая во внимание, что при $z=0$

$$R_{x+z}=R_x=0$$

к следующему виду функции R_{x+z}

$$R_{x+z}=rz$$

где r — коэффициент пропорциональности.

Каково наиболее приемлемое предположение о функции μ_{x+z}?

Из общей статистики населения известно, что функция μ_x сначала быстро убывает с ростом x (на протяжении промежутка возраста 0—13 или 0—14 лет), затем, перейдя через minimum в возрасте 13—14 лет, далее все время, сначала медленно, а потом все быстрее возрастает. Таков обычный ход изменения функции μ_x, лишь изредка нарушающийся в от-

дельных случаях на небольших по протяжению возрастных промежутках. Вместе с тем известно, что почти при всяком значении x мы можем выбрать достаточно малый возрастной промежуток так, чтобы на указанном промежутке μ_x менялась по своей величине чрезвычайно незначительно. Иными словами, в нашей власти так подобрать исследуемые интервалы возраста, чтобы внутри этих интервалов практически можно было считать μ_x постоянной. Почти во всех исследованиях общей статистики населения[1] принимается, что внутри однолетнего возрастного интервала можно считать смертность постоянной. В некоторых случаях гипотеза постоянства силы смертности распространяется и на пятилетние и даже десятилетние интервалы.

Из общей теории смертности известно, что

$$\mu_{x+z} = -\frac{dl_{x+z}}{l_{x+z}\,dz}, \tag{13}$$

где l_{x+z} — число доживающих до возраста $x+z$ в стационарном населении, соответствующем данной смертности.

Приводя к общему знаменателю (13) и взяв интегралы от обоих частей по всей длине изучаемого интервала возраста, будем иметь

$$\int_0^z \mu_{x+z}\, l_{x+z}\, dz = -\int_0^z dl_{x+z}$$

Положим теперь

$$\mu_{x+z} = m_{x/x+z} = \text{const.}$$

Тогда

$$m_{x/x+z} = \frac{l_x - l_{x+z}}{\int_0^z l_{x+z}\, dz} \tag{14}$$

В числителе дроби мы имеем число умерших в промежутке возраста

$$x,\ x+z$$

в стационарном населении, в знаменателе — число единиц прожитого (стационарным же населением) времени в том же возрастном промежутке. Отсюда заключаем, что в предположении постоянства численная величина функции μ_{x+z} равна численному значению коэффициента смертности стационарного населения, который в дальнейшем, для краткости, будем изображать просто в виде

$$m_x$$

---

[1] Если не считать исследований, относящихся к измерению смертности периодов раннего детства и глубокой старости, где, конечно, приходится сильно суживать возрастные интервалы.

Пусть теперь

$$R_{x+z} = rz$$

и

$$\mu_{x+z} = m_x$$

Рассмотрим, во что обратится при этих условиях общее выражение (12)

$$L_{x+z} = e^{-\int \mu_{x+z}\,dz} \int e^{\int \mu_{x+z}\,dz} R'_{x+z}\,dz + Ce^{-\int \mu_{x+z}\,dz}$$

Имеем

$$L_{x+z} = re^{-m_x z} \int e^{m_x z}\,dz + Ce^{-m_x z}$$

$$L_{x+z} = re^{-m_x z}\frac{e^{m_x z}}{m_x} + Ce^{-m_x z}$$

$$L_{x+z} = \frac{r}{m_x} + Ce^{-m_x z} \tag{15}$$

Давая значение

$$z = 0,$$

определяем произвольную постоянную C

$$C = L_x - \frac{r}{m_x}$$

и уравнение (15) получает вид:

$$\frac{L_{x+z} - \frac{r}{m_x}}{L_x - \frac{r}{m_x}} = e^{-m_x z} \tag{16}$$

или

$$e^{m_x z} = \frac{L_x - \frac{r}{m_x}}{L_{x+z} - \frac{r}{m_x}} \tag{17}$$

Полученное трансцендентное относительно m_x уравнение (17) подвергаем дальнейшему преобразованию.

Прежде всего умножим на z числитель и знаменатель дроби

$$\frac{r}{m_x} \cdot \frac{z}{z} = \frac{R_{x+z}}{m_x z}$$

Тогда (17) преобразуется

$$\frac{m_x z L_x - R_{x+z}}{m_x z L_{x+z} - R_{x+z}} = e^{m_x z} \tag{18}$$

Воспользовавшись известным свойством пропорций из (18) получим:

$$\frac{m_x z L_x - R_{x+z} + m_x z L_{x+z} - R_{x+z}}{m_x z L_x - m_x z L_{x+z}} = \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1}$$

$$\frac{L_x + L_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} - \frac{2}{m_x z}\frac{R_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} = \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1}$$

Умножая обе части на $m_x z$ и заменяя из (7)

$$R_{x+z} = L_{x+z} - L_x + M_{x+z}$$

имеем

$$m_x z \frac{L_x + L_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} - \frac{2(L_{x+z} - L_x) + 2M_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} = m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1}$$

или

$$m_x z \frac{L_x + L_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} = \frac{2M_{x+z}}{L_x - L_{x+z}} + m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - 2$$

Умножим обе части на

$$\frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

и получим

$$m_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} + \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \left(m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - 2 \right) \tag{19}$$

Вспоминая прежние обозначения

$$m_x' = \frac{1}{z} \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

и

$$k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}},$$

и обозначая

$$f(v) = v \frac{e^v + 1}{e^v - 1} - 2,$$

будем иметь

$$m_x z = m_x' z + k f(m_x z) \tag{20}$$

Уравнение (19) можно привести к иному виду, иногда более удобному для вычислений

$$f(v) = v \frac{e^v + 1}{e^v - 1} - 2 = 2 \left[\frac{v}{2} \frac{e^{\frac{v}{2}} + e^{-\frac{v}{2}}}{e^{\frac{v}{2}} - e^{-\frac{v}{2}}} - 1 \right] = 2 \left(\frac{v}{2} \operatorname{Cothyp} \frac{v}{2} - 1 \right)$$

Отсюда (20) получает вид

$$m_x z = m_x' z + 2k \left(\frac{m_x z}{2} \operatorname{Cothyp} \frac{m_x z}{2} - 1 \right) \tag{21}$$

VIII

Прежде чем перейти к дальнейшему использованию полученного результата, необходимо указать, в какой мере согласуется полученный результат с результатами некоторых ранее произведенных исследований. Для этого напомним тот путь приближений, каким следуют обычно при рассмотрении смертности мигрирующего населения. Из общей теории смертности известно, что интегрированием соотношения

$$\mu_{x+z} = -\frac{dl_{x+z}}{l_{x+z}\, dz}$$

легко получаются выражения для вероятностей q_x и p_x[1]

$$p_x = e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\,dz}$$

$$q_x = 1 - p_x = 1 - e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\,dz} \tag{22a}$$

В условиях постоянства смертности внутри рассматриваемого промежутка возраста $(x,\ x+z)$ указанные выражения обращаются в следующие

$$q_x = 1 - e^{-m_x z} \qquad p_x = e^{-m_x z} \tag{22}$$

при условии, если

$$\mu_{x+z} = m_x = \text{const} \qquad 0 < z < n$$

Если к этому предположению о постоянстве смертности присоединить еще предположение и о малости величины $m_x z$, а следовательно и q_x, то разложением в ряд можно получить для q_x простое выражение через $m_x z$, в виде алгебраической дроби. Обычно, здесь следуют таким путем:[2]

$$q_x = 1 - e^{-m_x z} = 1 - \left(1 - m_x z + \frac{(m_x z)^2}{1.2} - \frac{(m_x z)^3}{1.2.3} + \ldots\right) =$$

$$= m_x z - \frac{(m_x z)^2}{2} + \frac{(m_x z)^3}{6} - \ldots$$

Если последний ряд заменить рядом членов бесконечно убывающей геометрической прогрессии со знаменателем $\left(-\frac{m_x z}{2}\right)$, причем вводится ошибка, по абсолютной величине меньшая $\frac{(m_x z)^3}{12}$, то легко можно получить

$$q_x = \frac{2 m_x z}{2 + m_x z} \tag{23}$$

откуда, в свою очередь, имеем

$$p_x = \frac{2 - m_x z}{2 + m_x z} \quad \text{и} \quad m_x z = \frac{2 q_x}{2 - q_x} \tag{24}$$

Необходимо помнить, что указанная формула может давать близкие к правильным результаты, лишь при условии действительной малости величины $m_x z$. Не говоря уже о том, что при $m_x z > 2$, формула (24) приводит к абсурду, давая для величины вероятности смерти значения большие единицы (а величина произведения $m_x z$, в сущности, ничем не

---

[1] В дальнейшем, для сокращения письма, мы будем везде через q_x обозначать вероятность лицу, дожившему уже до возраста x, умереть до достижения возраста $x+z$ (вместо $q_{x|x+z}$), а противоположную вероятность (дожить до возраста $x+z$) через p_x вместо $p_{x|x+z}$.

[2] См., напр., Малешевский, Б. Теория и практика пенсионных касс. Т. II, ч. I, стр. 228. СПб., 1890.

ограничена в сторону возрастания), нужно помнить, что и при $m_x z < 2$ формула ведет к большим ошибкам тогда, когда q_x начинает возрастать, почему мы и не считаем возможным пользоваться ею вообще, вне специально сговоренных условий.

Покажем теперь, что, пользуясь приближением (24), можно легко из нашего результата предыдущей главы получить общеизвестную страховую формулу (3).

В самом деле: из (18) имеем, заменяя $m_x z$ через q_x из (24)

$$1 - q_x = e^{-m_x z} = \frac{2q_x L_{x+z} - 2R_{x+z} + R_{x+z} q_x}{2q_x L_x - 2R_{x+z} + R_{x+z} q_x}$$

$$q_x = \frac{2q_x (L_x - L_{x+z})}{2q_x L_x - 2R_{x+z} + R_{x+z} q_x}$$

$$q_x = \frac{L_x - L_{x+z} + R_{x+z}}{L_x + \frac{R_{x+z}}{2}}.$$

Или, вспоминая из (7), что

$$M_{x+z} = L_x + R_{x+z} - L_{x+z}$$

имеем:

$$q_x = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{R_{x+z}}{2}} \tag{3}$$

Отметим, что применение того же приближения (24) к нашему окончательному результату (20)

$$m_x z = m_x' z + k \left(m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - 2 \right) \tag{20}$$

приводит к выводу о равенстве между истинным и приближенным коэффициентом смертности.

Действительно

$$\frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} = \frac{1 + e^{-m_x z}}{1 - e^{-m_x z}} = \frac{1 + p_x}{q_x} = \frac{2 - q_x}{q_x}$$

или, применяя (24)

$$\frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} = \frac{2}{m_x z}.$$

Таким образом, при этом предположении член, заключенный в скобки (20), обращается в нуль, и мы имеем

$$m_x z = m_x' z \tag{25}$$

Совершенно то же получается, конечно, если в формуле (24)

$$m_x z = \frac{2q_x}{2 - q_x}$$

положить

$$q_x = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{R_{x+z}}{2}}$$

имеем

$$m_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}, \tag{26}$$

т. е.

$$m_x z = m_x' z.$$

Отсюда видно, что пользование приближениями (24) ведет к отбрасыванию второго члена левой части формулы (20), т. е. множителя при k. Мы увидим далее, к каким ошибкам может повести такое отбрасывание.

IX

Покажем теперь, как могут быть получены формулы иных исследователей (Wittstein'a, Heym'a, Zeuner'a) из результатов главы VI и VII.

При выводе первой своей формулы Wittstein исходит из предположения о равномерности миграции и о равномерности распределения смертных случаев соответствующего стационарного населения внутри рассматриваемого (у Wittstein'a однолетнего) промежутка (что соответствует линейности l_{x+z} в указанном промежутке).

Математически (полагая для простоты $l_x = 1$) это сводится к следующему:

$$R_{x+z} = rz \tag{27}$$

$$l_{x+z} = 1 - az \tag{28}$$

где r и a постоянные.

Вставляя (27) и (28) в общее решение (12) главы VI, получаем

$$L_{x+z} = (1 - az)\, r \int \frac{dz}{1 - az} + C(1 - az)$$

ибо при этом:

$$\mu_{x+z} = -\frac{d\, l_{x+z}}{l_{x+z}\, dz} = \frac{a\, dz}{(1 - az)\, dz} = \frac{a}{1 - az} \tag{28a}$$

$$\int \mu_{x+z}\, dz = -\lg(1 - az) \text{ и } e^{-\int \mu_{x+z}\, dz} = 1 - az.$$

Далее имеем

$$L_{x+z} = C(1 - az) - (1 - az)\frac{r}{a} \lg(1 - az) \tag{29}$$

Давая значение $z = 0$ находим

$$C = L_x.$$

Величины вероятностей p_x и q_x в этом случае принимают вид

$$p_x = e^{-\int_0^s \mu_{x+z}\, dz} = 1 - az \qquad q_x = 1 - p_x = az.$$

Дробь

$$\frac{r}{a}=\frac{rz}{az}=\frac{R_{x+z}}{q_x}$$

и (29) принимает вид:

$$L_{x+z}=L_x(1-q_x)-R_{x+z}\frac{1-q_x}{q_x}\lg(1-q_x)$$

$$L_{x+z}-L_x+L_x q_x+R_{x+z}\frac{1-q_x}{q_x}\lg(1-q_x)=0.$$

Прибавляя в обе части по R_{x+z} и заменяя из (7)

$$M_{x+z}= L_x+R_{x+z}-$$

окончательно получаем

$$L_x q_x+R_{x+z}\left[1+\frac{1-q_x}{q_x}\lg(1-q_x)\right]=M_{x+z} \tag{30}$$

Формула (30) в точности воспроизводит первую формулу Wittstein'a.[1] Переход к приближенным результатам, приводящий в конце концов к формуле (3) с дополнительным членом, осуществляется путем обычного разложения трансцендентной части в ряд.

При выводе второй своей формулы Wittstein исходит из тех же предположений, как и мы в главе VII, т. е. из предположения о равномерности миграции и о постоянстве смертности в исследуемом промежутке. Поэтому вторая формула Wittstein'a легко может быть получена из нашей (18)

$$e^{m_x z}=\frac{m_x z L_x-R_{x+z}}{m_x z L_{x+z}-R_{x+z}} \tag{18}$$

$$q_x=1-e^{-m_x z}=\frac{m_x z(L_x-L_{x+z})}{m_x z L_x-R_{x+z}}.$$

Заменяя из (22)

$$m_x z=-\lg(1-q_x)$$

получаем:

$$q_x=\frac{\lg(1-q_x)(L_x-L_{x+z})}{\lg(1-q_x)L_x+R_{x+z}}$$

$$q_x L_x+R_{x+z}\frac{q_x}{\lg(1-q_x)}=L_x-L_{x+z}.$$

Прибавляя в обе части по R_{x+z} и заменяя из (7)

$$L_x+R_{x+z}-L_{x+z}=M_{x+z}$$

имеем окончательно

$$q_x L_x+R_{x+z}\left(1+\frac{q_x}{\lg(1-q_x)}\right)=M_{x+z} \tag{31}$$

формулу, совпадающую с формулой 26 Wittstein'a[2], из которой опять-таки разложением в ряд $\lg(1-q_x)$ получается та же формула (3) с дополнительным членом в иной форме.

---

[1] См. Wittstein. L. c., S. 75 (18).

[2] L. c., S. 77.

Heym в своей работе исходил из того же предположения о равномерности миграций. В отношении же смертности он применял гипотезу равномерного распределения смертных случаев не стационарного населения, но именно тех смертных случаев, какие произошли под наблюдением. Математически это может быть выражено:

$$M_{x+z} = mz,$$

где m — коэффициент пропорциональности.

Тогда из (8)

$$M_{x+z} = \int_0^z L_{x+z}\,\mu_{x+z}\,dz \quad \text{и} \quad M'_{x+z} = L_{x+z}\,\mu_{x+z}$$

имеем

$$L_{x+z}\,\mu_{x+z} = m \quad \text{и} \quad \mu_{x+z} = \frac{m}{L_{x+z}}.$$

Подставляя

$$\mu_{x+z} = \frac{m}{L_{x+z}} \quad \text{и} \quad R_{x+z} = rz$$

в общее решение (12), находим

$$L_{x+z} = L_x + rz - mz \tag{32a}$$

что, впрочем, можно получить и непосредственно из (7). Подставляя (32a) в (22a) и выполняя интегрирование, получаем:

$$p_x = e^{-m\int_0^z \frac{dz}{L_{x+z}+(r-m)}} = e^{-\frac{m}{r-m}\lg\frac{L_x+(r-m)z}{L_x}}$$

откуда

$$p_x = \left(\frac{L_x+(r-m)\,z}{L_x}\right)^{\frac{M_{x+z}}{M_{x+z}-lt_{x+z}}} = \left(\frac{L_{x+z}}{L_x}\right)^{\frac{M_{x+z}}{M_{x+z}-lt_{x+z}}} \tag{32}$$

что совпадает в точности с общей формулой Heim'a.[1]

Zeuner, как мы уже упоминали выше, внес новое предположение о виде миграционной функции. Оставляя в силе первую гипотезу Wittstein'a о равномерности распределения смертных случаев во времени, что приводит к зависимостям:

$$\mu_{x+z} = \frac{a}{1-az} \tag{28a}$$

$$l_{x+z} = 1 - az, \tag{28}$$

---

[1] Heym. L. c., S. 335. Ср. также Малешевский. Теория и практика пенсионных касс. Т. II, ч. I, стр. 121—123 и Zeuner. L. c., S. 114.

Zeuner исходит из предположения, что интенсивность миграций пропорциональна числам доживающих.[1] В наших обозначениях это предположение принимает вид

$$dR_{x+z} = rl_{x+z}\,dz,$$

или

$$dR_{x+z} = r(1 - az)\,dz, \tag{33a}$$

откуда

$$R_{x+z} = r\int_0^z (1 - az)\,dz = rz - \frac{raz^2}{2}. \tag{33}$$

Подставляя (28) и (33) в общее решение (12), имеем:

$$L_{x+z} = e^{\lg(1-az)}\int e^{-\lg(1-az)}\, r\cdot(1 - az)\,dz + Ce^{\lg(1-az)}$$

$$L_{x+z} = (1 - az)\,rz + C(1 - az).$$

Давая значение $z = 0$, определяем C

$$L_x = C.$$

Окончательно имеем

$$L_{x+z} = (1 - az)\,rz + L_x(1 - az).$$

Отсюда, заменяя L_{x+z} из (7) R_{x+z} из (33) и приняв во внимание, что в нашем случае

$$p_x = e^{-\int_0^z u_{x+z}\,dz} = 1 - az \text{ и } q_x = az$$

$$L_x - M_{x+z} = -\frac{raz^2}{2} + L_x - L_x\,az$$

$$M_{x+z} = az\left(L_x + \frac{rz}{2}\right) \tag{34a}$$

Числитель и знаменатель дроби $\frac{rz}{2}$ можно умножить на

$$2 - az = p_x + 1$$

имеем

$$\frac{rz}{2} = \frac{1}{2 - az}\left(rz - \frac{arz^2}{2}\right) = \frac{1}{1 + p_x}R_{x+z}.$$

Подставляя полученное выражение в (34a), окончательно приходим к зависимости

$$M_{x+z} = q_x\left(L_x + \frac{R_{x+z}}{1 + p_x}\right)$$

что в точности соответствует формуле Zeuner'a.[2]

---

[1] См. Zeuner. G. L. c., S. 117.

[2] L. c., S. 120; форм. (35).

Легко усмотреть, что в предположении незначительности величины q_x, т. е. близости к единице величины p_x можно положить приближенно

$$1+p_x \simeq 2.$$

Тогда (34) обращается в обычную формулу

$$q_x = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{R_{x+z}}{2}} \tag{3}$$

Можно, наконец, поставить следующий вопрос. Задавшись определенным видом миграционной функции R_{x+z}, можно искать такой вид функции μ_{x+z}, при котором формула (3) делается точной. Сделаем обычное предположение о равномерности распределения миграций во времени

$$R_{x+z} = rz$$

но вместо заранее заданного вида $\mu_{x+z} = f(z)$ будем искать вид такой функции $f(z)$, при котором обычно применяемая формула (3) могла бы служить точным решением вопроса. Задача сводится к разрешению дифференциального уравнения относительно μ_{x+z}.

В качестве исходного пункта примем зависимость

$$1 - e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\, dz} = \frac{2M_{x+z}}{2L_x + R_{x+z}} \tag{35}$$

получаемую из (3) и (22а).

Зависимость эта, помощью (7) легко приводится к виду

$$e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\, dz} = \frac{2L_{x+z} - R_{x+z}}{2L_x + R_{x+z}} \tag{36}$$

Взяв от обеих частей (36) логарифмическую производную, получим

$$\mu_{x+z} = \frac{R'_{x+z}}{2L_x + R_{x+z}} - \frac{2L'_{x+z} - R'_{x+z}}{2L_{x+z} - R_{x+z}} \tag{37}$$

Вместе с тем, дифференцируя (7) и вспоминая, что

$$M_{x+z} = \int_0^z L_{x+z}\, \mu_{x+z}\, dz$$

будем иметь

$$L'_{x+z} = R'_{x+z} - L_{x+z}\, \mu_{x+z} \tag{38}$$

подставляя (38) в (37), получим

$$\mu_{x+z} - \mu_{x+z} \frac{2L_{x+z}}{2L_{x+z} - R_{x+z}} = R'_{x+z} \left(\frac{1}{2L_x + R_{x+z}} - \frac{1}{2L_{x+z} - R_{x+z}} \right)$$

или

$$\mu_{x+z} \frac{-R_{x+z}}{2L_{x+z} - R_{x+z}} = \frac{R'_{x+z}}{2L_{x+z} - R_{x+z}} \cdot \frac{2(L_{x+z} - L_x - R_{x+z})}{2L_x + R_{x+z}}$$

что, принимая во внимание (7), приводится к виду

$$\mu_{x+z} = \frac{R'_{x+z}}{R_{x+z}} \cdot \frac{2M_{x+z}}{2L_x + R_{x+z}}$$

или

$$\mu_{x+z} = \frac{R'_{x+z}}{R_{x+z}} \left(1 - e^{-\int_0^z \mu_{x+s}\, ds}\right) \tag{39}$$

До сих пор мы не связывали никакими условиями вид миграционной функции. Положим теперь в основу обычную гипотезу равномерности распределения миграций с возрастом

$$R_{x+z} = rz$$
$$R'_{x+z} = r.$$

Тогда (39) принимает вид

$$z\mu_{x+z} = 1 - e^{-\int_0^z \mu_{x+z}\, dz} \tag{40}$$

Дифференцируя по z, получаем

$$\mu_{x+z} + z\mu'_{x+z} = e^{-\int_0^z \mu_{x+s}\, ds} \cdot \mu_{x+z} \tag{41}$$

Исключая из (40) и (41)

$$p_x = e^{-\int_0^z \mu_{x+s}\, ds}$$

приходим к уравнению

$$z\mu'_{x+z} = -z\mu^2_{x+z}$$

или

$$-\frac{\mu'_{x+z}}{\mu^2_{x+z}} = 1 \tag{42}$$

общим интегралом которого является

$$\frac{1}{\mu_{x+z}} = m + z$$

или

$$\mu_{x+z} = \frac{1}{m+z} \tag{43}$$

где m — произвольная постоянная ($m \geqslant 0$).

Легко проверить подставкой в (12), что этот вид функции μ_{x+z} приводит в условии равномерности распределения миграций во времени к формуле (3) для величины q_x.

Действительно в этих условиях

$$R_{x+z} = rz;\ e^{-\int \mu_{x+s}\, ds} = \frac{1}{m+z};\ p_x = e^{-\int_0^z \mu_{x+s}\, ds} = \frac{m}{m+z};\ q_x = \frac{z}{m+z}$$

подставляя указанные зависимости в (12) имеем:

$$L_{x+z}=\frac{1}{m+z}\int r\,(m+z)\,dz+\frac{C}{m+z}$$

$$L_{x+z}=\frac{rz}{m+z}\left(m+\frac{z}{2}\right)+\frac{C}{m+z} \tag{44}$$

Давая значение $z=0$, находим C

$$C=m\,L_x.$$

Подставляя в (44) и заменяя L_{x+z} из (7), получаем:

$$L_x+R_{x+z}-M_{x+z}=R_{x+z}\left(\frac{m}{m+z}+\frac{z}{2\,(m+z)}\right)+\frac{L_x\,m}{m+z}$$

$$L_x+R_{x+z}-M_{x+z}=R_{x+z}\,(1-q_x)+\frac{R_{x+z}}{2}\,q_x+L_x\,(1-q_x)$$

откуда

$$L_x\,q_x+R_{x+z}\,\frac{q_x}{2}=M_{x+z}$$

или

$$q_x=\frac{M_{x+z}}{L_x+\frac{R_{x+z}}{2}} \tag{3}$$

Итак, формула (3), в условиях постоянства распределения миграций во времени, может служить точной формулой для определения q_x — тогда, когда μ_{x+z} имеет вид

$$\mu_{x+z}=\frac{1}{m+z}$$

т. е. когда смертность с возрастом у б ы в а е т.

Такое убывание смертности с возрастом обычно отмечается лишь в детском (0 — 12 лет) возрасте. На всем остальном возрастном промежутке такое убывание является крайне редким и может быть рассматриваемо, как аномалия. Таким образом, лишь для убывающей и притом по закону

$$\mu_{x+z}=\frac{1}{m+z}$$

смертности формула (3) может давать точное решение вопроса о величине вероятности смерти.

Заметим, что Th. Wittstein'y, путем некоторых, частью геометрических, соображений удалось найти частный случай вида функции μ_{x+z}, при котором формула (3) является точным ответом на задачу. В его изображении

$$\mu_{x+z}=\frac{1}{\frac{1-w}{w}+r}$$

где w — заданная вероятность смерти в о д н о л е т н е м промежутке.[1]

[1] Ср. Wittstein. L. c., S. 80. Указанная формула получается исключением y из правых частей его формул 36 и 38.

X

Как мы указывали выше, наиболее естественным предположением о виде миграционной функции R_{x+z} (в отсутствии каких-либо прямых специальных указаний на ее характер) является предположение, математически изображаемое:

$$R_{x+z} = rz$$

т. е. предположение о равномерности интенсивности миграций (в изучаемом промежутке возраста). Именно это предположение и фигурирует у всех почти исследователей (кроме Zeuner'a).

Наиболее простой и часто встречающейся гипотезой о смертности нужно признать гипотезу постоянства „силы смертности" μ_{x+z} в изучаемом промежутке возраста, тем более, что почти всегда в нашей власти остается выбор размеров изучаемых промежутков возраста, вследствие чего всегда (почти) является возможность подбора столь малых промежутков возраста, при котором это предположение делается весьма близким к действительности.

В этих условиях, как мы показали, задача нахождения истинной величины коэффициента смертности стационарного населения (соответствующего изучаемой смертности) приводится к нахождению корня уравнения относительно $m_x\ z$

$$m_x z = m'_x z + k\left(m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - 2\right) \tag{19}$$

или

$$m_x z = m'_x z + 2k\left(\frac{m_x z}{2} \operatorname{Cothyp} \frac{m_x z}{2} - 1\right), \tag{21}$$

в котором

$$m'_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \quad \text{и} \quad k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

следует рассматривать, как данные (полученные непосредственно из наблюдения) коэффициенты. При заданной численной величине этих коэффициентов нетрудно найти приближенную величину корня уравнения. Было бы однако нецелесообразно заставлять практиков вычислителей, желающих вычислить величину коэффициента смертности, прибегать в каждом отдельном случае к кропотливой работе приближенного определения корней уравнения. Между тем трудно найти общее, хотя бы и приближенное решение уравнения (при буквенных коэффициентах), годное при всевозможных комбинациях величин $m'_x z$ и k. Мы решили поэтому отказаться от указаний приближенных формул, служащих для нахождения корня уравнения (19) и (21), и дать вместо этого таблицу, позволяющую по данным значениям $m_x z$ и k прямо находить соответствующую приближенную величину корня рассматриваемого уравнения (см. таблицы в конце статьи).

Построение таблиц было осуществлено следующим способом. Первоначально был вычислен ряд значений функции

$$f(m_x z) = m_x z \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - 2 \tag{45}$$

(через 0.01 в промежутке $0 < m_x z < 2$ и через 0.1 в промежутке $2 \leqslant m_x z < 12$. Для промежутка

$$0 < m_x z < 1$$

при вычислении было использовано известное [1] разложение в ряд

$$f(v) = v \frac{e^v + 1}{e^v - 1} - 2 = 2 \frac{v}{2} \frac{e^{\frac{v}{2}} + e^{-\frac{v}{2}}}{e^{\frac{v}{2}} - e^{-\frac{v}{2}}} - 2 = 2 \left(\frac{v}{2} \frac{e^{\frac{v}{2}} + e^{-\frac{v}{2}}}{e^{\frac{v}{2}} - e^{-\frac{v}{2}}} - 1 \right) =$$

$$= 2 \left(B_1 \frac{v^2}{1.2} - B_2 \frac{v^4}{1.2.3.4} + \cdots \right) =$$

$$= B_1 v^2 - B_2 \frac{v^4}{3.4} + B_3 \frac{v^6}{3.4.5.6} - \cdots$$

где B_1, B_2, B_3, ... числа Бернулли.

В промежутках

$$1 < m_x z < 2$$

вычисление осуществлялось при помощи Гауссовых логарифмов сумм и разностей и, наконец, во всем остальном промежутке — непосредственно по формуле (45).

Одновременно для тех же значений $m_x z$ были вычислены значения первой производной от $f(m_x z)$

$$f'(m_x z) = \frac{e^{m_x z} + 1}{e^{m_x z} - 1} - m_x z \frac{2e^{m_x z}}{(e^{m_x z} - 1)^2}$$

а также значения второй производной $(f''(m_x z))$ для значений $m_x z$ через 0, 1.

После этого, для всех k, равных

$$-1.0; -0.9; -0.8; \ldots\ldots -0.1; 0.0; 0.1 \ldots\ldots 0.8; 0.9; 1.0 \tag{46}$$

и для указанных выше значений $m_x z$ были вычислены значения

$$m_x z - k f(m_x z) = \varphi(m_x z)$$

и значения производной

$$1 - k f'(m_x z) = \varphi'(m_x z).$$

[1] См. напр. J. A. Serret. Traité de trigonométrie. Paris, 1908, p. 311.

Этим намечались достаточно узкие промежутки, в каких при данном $m'_x z$ и любом k (из последовательности (46)) мог лежать искомый корень уравнения (19), причем вычисленные для границ промежутков значения производной $\varphi'(m_x z)$ позволяли воспользоваться для дальнейшего уточнения методом последовательных приближений, а значения второй производной — наметить погрешность приближения.[1]

Способ пользования таблицами — весьма прост. Непосредственное наблюдение поставляет нам числа L_x, L_{x+z} и M_{x+z}; отсюда простым делением получаются коэффициенты

$$m'_x z = \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} \quad \text{и} \quad k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}.$$

Пусть, например, нами получены величины

$$m'_x z = 0.68 \quad \text{и} \quad k = -0.9.$$

Тогда (см. стр. 118), взяв строку, соответствующую значению $m'_x z = 0.68$, и столбец, соответствующий $k = -0.9$, находим

$$m_x z = 0.6223.$$

При том же $m'_x z$, но при $k = 0.9$ находим

$$m_x z = 0.7675.$$

В случае, когда данные значения $m'_x z$ и k не могут быть найдены в точности по таблице, следует прибегнуть к простейшей интерполяции.[2]

---

[1] Таблицы построены научным сотрудником А. Н. Типольт.

[2] В частности, например, значение $m_x z$, соответствующее некоторому $m'_x z$, расположенному в середине промежутка между двумя табличными значениями $m'_x z$, удобно и с вполне достаточной точностью может быть найдено по формуле:

$$y_{1/2} = 0.375\, y_1 + 0.750\, y_0 - 0.125\, y_{-1} \qquad (47)$$

где y_1 — ближайшее большее к искомому значение $m_x z$, y_0 — ближайшее меньшее, и y_{-1} — значение, предшествующее ближайшему меньшему.

По той же формуле вычисляется значение $m_x z$, в случае, если требуемое значение k лежит посредине между двумя табличными значениями k.

Пусть, например, необходимо найти $m_x z$, соответствующее

$$m'_x z = 2.0 \text{ и } k = 0.85.$$

Взяв из строки значения, соответствующие

$$k = 0.9;\ k = 0.8;\ \text{и } k = 0.7;$$

а именно (см. стр. 127)

$$y_1 = 3.69 \quad y_0 = 3.14 \quad y_{-1} = 2.83$$

по формуле (47) находим

$$m_x z = 3.385$$

в то время как точное (до второго знака) значение $m_x z$ равно

$$m_x z = 3.38$$

XI

Пусть тем или иным способом (методом непосредственного счета единиц прожитого под наблюдением времени или применением формулы (19) и расчетных таблиц) нам удалось найти достаточно точную величину коэффициента смертности.

Можно ли считать в этом случае задачу измерения смертности изучаемой мигрирующей массы населения окончательно разрешенной?

Напомним еще раз то содержание, какое нами вложено в понятие „коэффициента смертности“:

$$m_x = \frac{M_{x+z}}{\int_0^z L_{x+z}\,dz} \tag{4}$$

Иными словами, под коэффициентом смертности мы понимаем число смертных случаев, приходящееся на единицу прожитого времени. Именно в таком смысле коэффициент смертности нашел свое применение во всех исследованиях по математической (формальной) теории смертности. Коэффициент смертности, взятый именно в таком смысле, имеет целый ряд достоинств, как мера смертности.

Коэффициент смертности позволяет производить над собой операции сложения, вычитания, умножения на число, измеряющее собой величину периода наблюдения, деления на то же число — все это без нарушения логического смысла каждой такой операции, в то время как подобного рода операции с величинами „вероятности смерти“ невозможны без утери логического содержания такого арифметического действия. Кроме того, эти же именно свойства коэффициента смертности позволяют без каких-либо особых оговорок применять коэффициент смертности и для измерения не только „замкнутых“, но и сколь угодно текучих масс населения. Наконец, нужно отметить и исчерпывающую ясность, с какой может быть формулировано самое понятие „коэффициента смертности“, как словесно, так и математически. В дальнейшем, для избежания недоразумений, будем именовать такой коэффициент смертности — табличным коэффициентом смертности (в силу того значения, какое такой коэффициент имеет при построении таблиц смертности) в отличие от несколько иного понятия — обычного коэффициента смертности, о котором речь будет ниже.

Однако, табличному коэффициенту смертности свойственны и некоторые недостатки. Основным недостатком его является отсутствие в нем наглядности, той именно наглядности, требование которой обычно предъявляется широкими кругами, оперирующими понятием „смертность населения“.

В самом деле, в широких кругах исследователей (медиков, социальных гигиенистов) в понятие „смертности данного населения“ вкладывается содержание меры опасности умереть. Если мы говорим, что в населении A

смертность вдвое более велика, нежели в населении B, то тем самым мы хотим утверждать, что для лица из совокупности A существует вдвое большая величина опасности умереть, нежели для лица из совокупности B. Следовательно, и употребительные меры смертности должны быть сконструированы именно так, чтобы своей величиной отражать эту вдвое большую величину опасности умереть.

Совершенно очевидно, что табличный коэффициент смертности не может удовлетворить поставленному требованию, как мера смертности. Вдвое более высокий коэффициент смертности населения A по сравнению с B вовсе не говорит о вдвое более высокой опасности умереть лицу из совокупности A. В этом случае совокупности A будет лишь соответствовать вдвое больший (по абсолютной величине) логарифм вероятности дожития — что является совершенно лишенным наглядности.

Очевидно, что мерой смертности, вполне отвечающей выставленным только что требованиям наглядности, является мера, называемая вероятностью смерти в данном промежутке времени наблюдения или возраста. Именно эта мера совершенно точно отражает понятную всякому меру опасности умереть. В таблицах смертности общего населения именно эта мера и является основным измерителем смертности.

В самом начале настоящего изложения нами было выставлено требование — найти такие меры смертности масс населения, подверженных миграциям, какие вполне бы соответствовали и были бы сравнимыми с мерами смертности, употребительными в статистике общего населения. Таким образом, следует признать, что тот табличный коэффициент смертности, какой можно получать способами, изложенными в предыдущих главах, должен явиться лишь вспомогательным средством, промежуточной величиной, потребной для определения величины вероятности смерти.

Нам остается, во избежание недоразумений, упомянуть еще об одном измерителе смертности. В статистике общего населения, тогда, когда не имеется в распоряжении таблиц смертности, смертность измеряется помощью некоторого коэффициента, также имеющего название „коэффициент смертности". Будем называть его в отличие от табличного коэффициента смертности — обычным коэффициентом смертности. В популярных руководствах обычный коэффициент смертности определяется, как отношение[1] числа смертных случаев, наблюденных за изучаемый период в населении некоторого состава к числу среднего населения того же состава. При этом, обычно, остается в высокой степени неопределенным, что собственно следует понимать под понятием среднего населения. Очень многие авторы понимают под средним населением — население, исчисленное к середине изучаемого периода. Таково, напр., определение коэффициента смертности, приводимое в известном руководстве Whipple'a.[2]

---

[1] Обычно умножаемое на 1000.

[2] G. Ch. Whipple. Vital statistics. Second edition. New York, 1923, p. 237.

„It (the death rate) is the ratio between the number of persons who die in a given interval of time and the median number of persons alive during the interval"..... „if in the year 1917 the number of deaths in a given city was 5.710, and the population on July 1 of that year was 390.000, then the death-rate was 5.710 : 390.000, or 14.6 for each thousand".

Примерно то же определение „proportion of deaths to every thousand of the mean population" — приводит и Newsholme.[1]

Вполне понятно, что такая неопределенность в формулировке „среднего населения" делает математически неопределенным и самое содержание понятия „обычный коэффициент смертности". В тех случаях, когда в течение изучаемого периода численность населения подвержена большим колебаниям — население, вычисленное на середину изучаемого периода, уже вообще перестает подходить к понятию среднего населения. В этом случае стремятся часто вычислять среднее население, как среднюю арифметическую из ряда нескольких промежуточных численностей населения, наблюденных за указанный период. При таком способе исчисления среднее население начинает приближаться к величине

$$\frac{1}{z}\int_0^z L_{x+z}\,dz$$

и обычный коэффициент — приближаться к z — кратному табличному коэффициенту (а если обычный коэффициент вычислен „по расчету на год", т. е. разделен на длину изучаемого периода — то в этих условиях табличный и обычный коэффициент приближаются к совпадению по величине).

По смыслу же, вкладываемому в него, обычный коэффициент, конечно, стоит гораздо ближе к понятию вероятности смерти.

В тех случаях, напр., когда статистический обзор за один и тот же 1925 г. говорит, что коэффициент смертности в Австралии был 9.2, а в Чили 27.8 (на 1000 населения) мы считаем, что смертность в Чили была в три раза выше, чем в Австралии, вкладывая в это понимание убеждение в том, что опасность умереть в Чили втрое более велика, чем в Австралии, т. е. приписываем обычному коэффициенту смертности роль приближенного изображения вероятности смерти.

Нужно заметить при этом, что в статистике общего населения, даже при измерении повозрастной смертности, все три измерителя (обычный, взятый по расчету на год коэффициент смертности, вероятность смерти и табличный коэффициент смертности) столь незначительно разнятся друг от друга по величине, что делается совершенно безразличным, какой из измерителей принимать во внимание.

Совершенно иначе обстоит вопрос при измерении смертности многих мигрирующих масс — например, при измерении смертности в учреждениях.

[1] Arthur Newsholme. The elements of vital statistics. London, 1923, pp. 189—190.

Здесь величина коэффициента смертности (табличного) может резко отличаться от величины вероятности смерти. Поэтому, когда смертность общего населения сопоставляется со смертностью учреждения, в этом последнем нужно всегда брать вероятность смерти, как величину, по смыслу соответствующую измерителям смертности в общем населении (мера опасности умереть), несмотря на то, что по названию „коэффициент смертности" как будто бы вполне соответствует коэффициентам, приводимым в статистико-демографических обзорах общего населения.

Переход от найденной тем или иным путем величины коэффициента смертности

$$m_{x}\, z$$

в наших условиях постоянства силы смертности на изучаемом промежутке осуществляется путем подстановки $m_x z$ в зависимость

$$q_x = 1 - e^{-m_x z} \tag{22}$$

В случае очень малой величины $m_x z$ (например, $m_x z < 0.3$) можно осуществить переход путем приближенной формулы

$$q_x = \frac{2m_x z}{2 + m_x z} \tag{23}$$

или путем иных приближений.

Во всех иных случаях, конечно, необходимо пользование формулой (22), о чем уже говорилось в главе VIII.[1]

XII

Приведем некоторые примеры числовых различий, какие могут получиться при вычислении по обычной формуле (3) и при пользовании уравнением (19) и приложенными в конце изложения таблицами. Попытаемся сравнить действительную величину вероятности смерти (т. е. полученную путем непосредственного подсчета числа смертных случаев и суммы прожитого времени) с той величиной вероятности смерти, какая получается по общеизвестной формуле (3) и по предложенному нами способу. Ввиду того, что и при выводе обычной формулы (3) и при выводе нашего уравнения (19) гипотезы о ходе миграции и о характере смертности — совершенно одинаковы, — такое сопоставление с удобством может быть произведено на одних и тех же данных. Как известно, предположения эти таковы: миграция распределена равномерно во времени и смертность (сила смертности μ_{x+z}) является постоянной на данном изучаемом промежутке возраста. При этом, для того, чтобы различия были бы более заметны, следует выбрать такие данные, чтобы и миграция и смертность были бы

[1] Для удобства вычислительной работы может быть раз навсегда осуществлено построение таблиц функции

$$f(v) = 1 - e^{-v}$$

достаточно велики. Кроме того, необходимо, чтобы испытуемые данные о смертности были бы даны в таком виде, при котором представлялась бы полная возможность и непосредственного, достаточно точного подсчета числа прожитых единиц времени.

К сожалению, трудно подобрать фактические статистические данные из непосредственного практического материала, вполне удовлетворяющие всей совокупности выставленных условий, в особенности условию строгой равномерности миграции и постоянству смертности (между тем как именно при строгом соблюдении этих условий различия между методами получают наибольшую ясность). В виду этого, приводим ниже искусственно сконструированный пример, в котором статистические данные, удовлетворяя всем выставленным выше условиям, в то же время близко подходят к данным, характеризующим, например, фактическую смертность молодых возрастных групп туберкулезных инвалидов, переведенных на пенсию по социальному страхованию.

Пусть в нашем распоряжении имеются следующие данные.

До начала некоторого возраста x под наблюдением дожила группа в 90 чел. Далее, смертность и миграции прослеживаются в течение пятилетнего промежутка возраста. Сначала поставим задачу так, как если бы в нашем распоряжении имелись сведения о смертности и миграции на каждом из 60 месяцев возраста в изучаемом пятилетнем промежутке. В нашем примере на каждом месяце возраста прибывает 80 и выбывает 20 человек. Числа умерших представляют возрастающий ряд и исчислены с таким расчетом, чтобы давать на всем изучаемом промежутке приблизительно одинаковые помесячные коэффициенты смертности (в пределах колебаний, зависящих от того, что A_{x+z}, B_{x+z} и M_{x+z} должны выражаться целыми числами). В этих условиях легко подсчитать сначала число доживших до нижней границы каждого месяца возраста (графа L_{x+z}) по формуле (7)

$$L_{x+z} = L_x + A_{x+z} - B_{x+z} - M_{x+z}$$

и далее время, прожитое в каждом месяце возраста всей совокупностью. Если остановиться на месяце жизни, как единице подсчета, то приблизительное число прожитых единиц времени получается как полусумма чисел доживших до начала и конца каждого месяца возраста (графа $P_{x/x+z}$). Отсюда легко получить общую сумму всех прожитых человеко-месяцев

$$P_{x/x+5} = 67548.0 \text{ месяцев.}$$

Путем деления общего числа всех смертных случаев (1980) на число чел.-месяцев получаем помесячный коэффициент смертности

$$\frac{1}{12} m_x = 0.02931$$

откуда годовой коэффициент

$$m_x = 0.3517.$$

Таблица 1

Пример исчисления смертности населения, подверженного миграции

Возраст	Число доживших до начала возрастного промежутка	Число прибывших в данном промежутке возраста	Число выбывших в данном промежутке возраста	Число умерших в данном промежутке возраста	Прожитое время
$x + z$	L_{x+z}	A_{x+z}	B_{x+z}	M_{x+z}	$Px\|_{x+z}$
1	2	3	4	5	6
$x +$ 0 л.	90	80	20	3	118.5
1 м.	147	80	20	4	175
2 „	203	80	20	5	230.5
3 „	258	80	20	7	284.5
4 „	311	80	20	9	336.5
5 „	362	80	20	11	386.5
6 „	411	80	20	13	434.5
7 „	458	80	20	15	480.5
8 „	503	80	20	17	524.5
9 „	546	80	20	18	567
10 „	588	80	20	19	608.5
11 „	629	80	20	20	649
$x +$ 1 л.	669	80	20	21	688.5
1 м.	708	80	20	22	727
2 „	746	80	20	23	764.5
3 „	783	80	20	24	801
4 „	819	80	20	25	836.5
5 „	854	80	20	26	871
6 „	888	80	20	26	905
7 „	922	80	20	27	938.5
8 „	955	80	20	28	971
9 „	987	80	20	29	1 002.5
10 „	1018	80	20	29	1 033.5
11 „	1049	80	20	30	1 064
$x +$ 2 л.	1079	80	20	32	1 098.5
1 м.	1108	80	20	32	1 122
2 „	1136	80	20	33	1 149.5
3 „	1163	80	20	34	1 176
4 „	1189	80	20	35	1 204
5 „	1214	80	20	36	1 228.5
6 „	1238	80	20	37	1 249.5
7 „	1261	80	20	38	1 272
8 „	1283	80	20	39	1 293.5

(Продолжение)

Возраст	Число доживших до начала возрастного промежутка	Число прибывших в данном промежутке возраста	Число выбывших в данном промежутке возраста	Число умерших в данном промежутке возраста	Прожитое время
$x+z$	L_{x+z}	A_{x+z}	B_{x+z}	M_{x+z}	$Px\|_{x+z}$
1	2	3	4	5	6
9 м. . . .	1304	80	20	39	1 314.5
10 „ . . .	1325	80	20	40	1 335
11 „ . . .	1345	80	20	40	1 355
$x+$ 3 л. . . .	1365	80	20	40	1 375
1 м. . . .	1385	80	20	41	1 394.5
2 „ . . .	1404	80	20	41	1 413.5
3 „ . . .	1423	80	20	42	1 432
4 „ . . .	1441	80	20	43	1 449.5
5 „ . .	1458	80	20	44	1 466
6 „ . . .	1474	80	20	44	1 482
7 „ . . .	1490	80	20	44	1 498
8 „ . . .	1506	80	20	44	1 514
9 „ . . .	1522	80	20	45	1 529.5
10 „ . . .	1537	80	20	45	1 544.5
11 „ . . .	1552	80	20	45	1 559.5
$x+$ 4 л. . . .	1567	80	20	46	1 574
1 м. . . .	1581	80	20	47	1 587.5
2 „ . .	1594	80	20	47	1 600.5
3 „ . . .	1607	80	20	47	1 613
4 „ . . .	1619	80	20	48	1 625
5 „ . . .	1631	80	20	48	1 637
6 „ . . .	1643	80	20	48	1 649
7 „ . .	1655	80	20	49	1 660.5
8 „ . . .	1666	80	20	49	1 671.5
9 „ . . .	1677	80	20	49	1 682.5
10 „ . .	1688	80	20	49	1 693.5
11 „ . . .	1699	80	20	49	1 704.5
$x+$ 5 л. . . .	1710	—	—	—	—
Всего . .	—	4 800	1 200	1 980	67 548.0

Теперь легко получить вероятность смерти в периоде возраста $(x, x+5)$

$$q_{x|x+5} = 1 - e^{-m_x z} = 1 - e^{-5.0.3517} = 1 - e^{-1.7585}$$

$$q_{x|x+5} = 0.8277.$$

В условиях практики почти никогда нет возможности получить статистические данные в таком детальном виде.

Чаще всего все сведения группируются по пятилетним интервалам возраста. При такой группировке в нашем распоряжении будут лишь следующие данные.

Дожило под наблюдением до начала изучаемого пятилетнего возрастного периода

$$L_x = 90$$

Прибыло за весь период

$$A_{x+z} = 4800$$

Выбыло за весь период

$$B_{x+z} = 1200$$

Умерло за весь период

$$M_{x+z} = 1980$$

Отсюда легко получить число доживших до конца возрастного периода

$$L_{x+z} = L_x + A_{x+z} - B_{x+z} - M_{x+z} = 90 + 4800 - 1200 - 1980 = 1710.$$

Вычислим теперь приближенный коэффициент смертности $(m'_x z)$ и коэффициент изменяемости

$$\frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} = m'_x z = \frac{2.1980}{90 + 1710} = 2.2; \quad k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}} = \frac{90 - 1710}{90 + 1710} = -0.9.$$

Отыскав в таблицах, приложенных в конце статьи (стр. 126) строку, соответствующую $m'_x z = 2.2$ и столбец, соответствующий $k = -0.9$, на пересечении находим

$$m_x z = 1.7585.$$

Откуда

$$q_{x/x+5} = 1 - e^{-1.7585} = 0.8277.$$

Величина $q_{x/x+5}$ полностью совпадает с величиной, найденной путем непосредственного расчета числа прожитых человеко-месяцев. Кроме того, легко определить и величину однолетней вероятности. Принимая во внимание гипотезу постоянства силы смертности на изучаемом промежутке, легко находим

$$m_x = \frac{1.7585}{5} = 0.3517.$$

Откуда

$$q_{x/x+1} = 1 - e^{-m_x} = 1 - e^{-0.3517} = 0.2965.$$

Непосредственно вычисленные по отдельным годам вероятности смерти таковы:

$$q_{x/x+1} = 0.2973; \; q_{x+1/x+2} = 0.2959; \; q_{x+2/x+3} = 0.2968;$$
$$q_{x+3/x+4} = 0.2967; \; q_{x+4/x+5} = 0.2964.$$

В то же самое время, применяя обычный метод, мы не придем ни к каким результатам, ибо в условиях столь высокой смертности, при наличии значительной миграции, формула (3) не только дает преувеличенные результаты, но и вообще отказывается служить, приводя вычисление к абсурду. В самом деле

$$q_{x|x+5} = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{A_{x+z} - B_{x+z}}{2}} = \frac{1980}{90 + \frac{4800 - 1200}{2}} = \frac{1980}{1890} = 1.0476 > 1.$$

Величина вероятности умереть на протяжении пятилетнего промежутка оказывается большей единицы. По вопросу о величине однолетней вероятности, формула (3) также не дает никакого ответа. Вообще говоря, формула (3), даже в условиях значительно меньшей смертности, всегда дает преувеличенную величину вероятности смерти при $k < 0$ (коэффициент изменяемости отрицателен, совокупность лиц, доживших под наблюдением, растет с возрастом) и почти всегда преуменьшенную против фактической вероятности смерти, когда $k > 0$ (коэффициент изменяемости положителен, совокупность лиц, доживших под наблюдением, — убывает). Правильное представление о величине вероятности смерти формула (3) дает [1] лишь при $k = 0$ (см. уравнение 19 и 21), т. е. когда величина совокупности лиц, доживших до начала изучаемого промежутка возраста, равна величине совокупности лиц, доживших до конца изучаемого возрастного периода,

$$L_x = L_{x+z}$$

а также, близкие к действительности результаты могут быть получены по формуле (3), при очень малой смертности ($m_x z$ мало).

XIII

Вернемся вновь к основной задаче, формулированной в главе IV. Задача состоит в определении величины смертности некоторой совокупности, подверженной заметной по величине миграции. Совокупность может состоять из лиц самых разнообразных возрастов.

Как уже выше было сказано, непременным и основным условием, дающим возможность получения правильного представления о величине смертности, — есть условие отдельного рассмотрения смертности различных возрастных групп. Сильная зависимость смертности от возраста, в случае пренебрежения этим правилом, может создать такую комбинацию данных, при которой вычисленный даже наиболее точным способом показатель смертности может потерять всякую статистическую значимость. Отсюда вытекает требование предварительного расчленения всей совокупности на частичные, приблизительно однородные по своему возрастному

[1] Разумеется, в условиях равномерности миграции и постоянства силы смертности на изучаемом промежутке возраста, а также в условиях не слишком высокой смертности.

составу, и необходимость построения отдельных показателей смертности для каждой такой частичной совокупности. При этом, как видно из всего предыдущего изложения, для получения показателей смертности таких частичных совокупностей могут служить два метода. И в том и в другом случае предварительно нужно получить величину коэффициента смертности и лишь впоследствии переходить к исчислению величины вероятности смерти по формуле

$$q_{x|x+z} = 1 - e^{-m_x z} \tag{22}$$

При этом, в первом случае, коэффициент смертности

$$m_x$$

исчисляется при помощи непосредственного подсчета числа прожитых под наблюдением единиц времени и числа наблюденных смертных случаев. Во втором случае подсчета числа прожитых единиц времени нет надобности производить и величина коэффициента смертности за весь изучаемый период возраста

$$m_x z$$

может быть исчислена на основе данных о числе прибывших, выбывших и умерших в данном промежутке возраста (при условии известности числа доживших до начала изучаемого промежутка возраста) по формуле 19, 20 или 21, или путем использования вспомогательных таблиц.

Этим, однако, обычно не ограничивается задача исследования. Чаще всего, сами по себе отдельные повозрастные показатели смертности являются мало интересными для исследователя. Наибольший интерес представляет задача получения единого обобщающего показателя, способного охарактеризовать смертность всей совокупности в целом.

Из общей теории смертности известно, что наиболее совершенным средством для получения таких обобщающих показателей служат таблицы смертности. К построению таблицы смертности для изучаемой совокупности и надлежит переходить по окончании подсчетов повозрастных коэффициентов смертности или повозрастных же вероятностей смерти.

Нет необходимости затрагивать здесь вопрос о самой технике построения таблиц смертности: техника эта вполне общеизвестна. Сделаем здесь лишь некоторые необходимые замечания.

Укажем прежде всего на то, что величина периода времени, в течение которого производятся наблюдения над изучаемой совокупностью, не играет формально никакой роли в тех приемах, какими приходится пользоваться при исчислении показателей смертности. Это совершенно очевидно в том случае, когда коэффициент смертности вычисляется как число смертных случаев, приходящееся на единицу прожитого времени; но точно так же это справедливо и в случае получения величины коэффициента смертности из уравнений (19), (20) и (21), так как в эти уравне-

ния величина периода наблюдения не входит: время в этих уравнениях входит лишь как характеристика величины изучаемого возрастного промежутка. [1]

При этом, при пользовании вторым из указанных методов необходимо иметь в виду следующее. Конкретные, подлежащие обработке статистические данные всегда самым тесным образом оказываются связанными с некоторым определенным периодом наблюдения. Чаще всего, эти данные оказываются сгруппированными по следующим разделам: 1) дана известная возрастная группировка лиц, находившихся на лицо к моменту начала наблюдения. 2) Дана такая же группировка лиц, прибывших за весь период наблюдения. 3) Дана такая же группировка лиц, выбывших за весь период наблюдения. 4) Дана такая же группировка лиц, умерших за весь период наблюдения и 5) дана та же возрастная группировка лиц, оставшихся на лицо на момент окончания периода наблюдения. Иными словами, имеется, примерно, такого вида таблица (табл. 2).

Таблица 2

Гр. 1	Гр. 2	Гр. 3	Гр. 4	Гр. 5	Гр. 6
Промежутки возраста [2]	Находилось на лицо к моменту начала наблюдения	Прибыло за весь период наблюдения	Выбыло за весь период наблюдения	Умерло за весь период наблюдения	Осталось на лицо на момент окончания наблюдения
$x \ldots x+z$	N_1	A'_1	B'_1	M_1	C_1
$x+z \ldots x+2z$ . . .	N_2	A'_2	B'_2	M_2	C_2
$x+2z \ldots x+3z$.	N_3	A'_3	B'_3	M_3	C_3
. . . . .	.	.	.	.	.
. . . . .	.	.	.	.	.

С точки зрения нашей постановки задачи, очевидно, графы (2) и (3) могут быть объединены в одну; новая суммарная графа будет давать числа „вступивших под наблюдение в данном периоде возраста", т. е. соответствовать числам A_{x+z} в наших прежних обозначениях; точно также, могут быть объединены в одно и числа граф (4) и (6), ибо числа новой суммарной графы будут давать число „выбывших из под наблюдения в данном промежутке возраста" и соответствовать в нашем обозначении числам B_{x+z}; обозначим $A_i = A'_i + N_i$ и $B_i = B'_i + C_i$.

[1] Разумеется здесь можно говорить лишь о чисто формальной независимости приемов исчисления от величины периода наблюдения. Стохастическая сторона проблемы, конечно, тесно связана с величиной периода наблюдения. Точно так же и социально-гигиеническое значение полученных в результате показателей в значительной степени может меняться в зависимости от продолжительности времени наблюдения.

[2] Интервалы, конечно, могут быть и неравными по величине.

Тогда получим новую таблицу

Таблица 3

Гр. 1	Гр. 2	Гр. 3	Гр. 4	Гр. 5
Промежуток возраста	Число лиц, переживших под наблюдением нижнюю границу возрастного интервала	Число поступивших под наблюдение в данном возрастном интервале	Число выбывших из-под наблюдения в данном возрастном интервале	Число умерших под наблюдением в данном возрастном интервале
$x \ldots x+z \ldots$	$L_x = 0$	A_1	B_1	M_1
$x+z \ldots x+2z \ldots$	$L_{x+z} = L_x + A_1 - B_1 - M_1$	A_2	B_2	M_2
$x+2z \ldots x+3z$	$L_{x+2z} = L_{x+z} + A_2 - B_2 - M_2$	A_3	B_3	M_3
. . . . .	. . . . .	.	.	.
. . . . .	. . . . .	.	.	.

Каков бы ни был по величине период наблюдения, всегда можно сказать, что из числа лиц, вступивших под наблюдение в интервале возраста $(x, x+z)$ нижнюю границу следующего возрастного интервала $(x+z)$ переживут под наблюдением все указанные прибывшие, за исключением тех из них, которые и к концу времени наблюдения останутся в том же возрастном интервале (C_1), а также за исключением выбывших (B'_1) и умерших (M_1). Отсюда, на основании уравнения

$$L_{x+z} = L_x + A_{x+z} - B_{x+z} - M_{x+z} \qquad (7)$$

легко получить последовательно все числа графы (2) предыдущей таблицы. После этой операции указанная таблица даст весь необходимый материал, для применения уравнений (19), (20) и (21) или для пользования вспомогательными таблицами.

Отметим еще одно обстоятельство. Обычно, при построении таблиц смертности, в основу всех дальнейших вычислений кладется величина вероятности смерти $(q_{x/x+z})$, почему исследователи и стремятся вычислить в первую голову эту величину. При применении же изложенных здесь методов прежде всего получается величина коэффициента смертности

$$m_x z.$$

Нужно сказать, что построение всех граф обычной таблицы смертности не менее просто осуществляется и при пользовании величиной $m_x z$ в качестве первоначально данной.

В самом деле, пусть для ряда возрастных промежутков [1] получен ряд величин коэффициентов смертности:

$$m_1 z_1; m_2 z_2; \ldots\ldots m_i z_i; \ldots\ldots m_n z_n,$$

где

$$z_1 + z_2 + \cdots z_i + \cdots z_n = z.$$

[1] Промежутки могут быть равными или неравными по величине.

Тогда в высшей степени просто можно вычислить числа доживающих

$$l_{x_1} = l_0 e^{-m_1 z_1};\ l_{x_2} = l_0 e^{-m_1 z_1} e^{-m_2 z_2} = l_0 e^{-m_1 z_1 - m_2 z_2} \text{ и т. д.}$$

и уже из чисел доживающих построить все остальные графы таблицы.

Очень удобно также пользоваться последовательным рядом коэффициентов смертности для получения общей вероятности дожития или смерти на всем протяжении изучаемого периода возраста (напр., в случае необходимости получения величины вероятности смерти на первом году жизни, как результата изучения смертности на детальных отрезках возраста первого года жизни).

$$p_{0/_x} = e^{-\sum_1^n m_i z_i};\quad q_{0/_x} = 1 - e^{-\sum_1^n m_i z_i}.$$

Простое сложение всех найденных подряд коэффициентов смертности и несложные логарифмические вычисления сразу приводят нас к искомой величине вероятности смерти на всем изучаемом интервале, без необходимости получения промежуточных величин вероятностей смерти и без обращения к построению таблицы смертности.

XIV

Приведем некоторые примеры использования изложенных методов.

По отделению для недоношенных детей Ленинградского Института охраны материнства и младенчества, за период времени с 1925 по 1930 г. собраны следующие данные.

Таблица 4

Возраст в месяцах	Число детей			Число доживших	$m'_x z$	k	$m_x z$	q_x
	Прибывших	Выбывших	Умерших					
Гр. 1	Гр. 2	Гр. 3	Гр. 4	Гр. 5	Гр. 6	Гр. 7	Гр. 8	Гр. 9
0— 1 . . .	429	24	85	0	0.53	—1.0	0.49	0.387
1— 2 . .	92	99	54	320	0.19	0.1	0.19	0.173
3— 5 . .	28	126	32	259	0.16	0.3	0.16	0.148
6—11 . . .	6	101	2	129	0.20	0·6	0.02	0.020
Всего . .	555	350	173	32	—	—	0.86	—

В приведенной табличке графы 2, 3, 4 — заполнены на основе непосредственного наблюдения. Графа 5 — число доживших — получена способом, указанным в предыдущей главе. Числа граф 6 и 7 получены по

формулам (5) и (6) главы VI. Числа графы 8 определены при помощи вспомогательных таблиц, приложенных в конце изложения. Наконец, числа графы 9 (q_x) получены из уравнения (22)

$$q_x = 1 - e^{-m_x z}.$$

Пользуясь выражениями предыдущей главы

$$q_{0/_z} = 1 - e^{-\sum^{n} m_i a_i}$$

легко найти

$$q_{0/_1} = 1 - e^{-0,80} = 0.577$$

что представляет собой величину вероятности недоношенному ребенку умереть до достижения возраста 1 года (в условиях наблюдения).

Пользуясь теми же числами граф 2, 3 и 4, вычислим величину вероятности смерти на первом году жизни, при помощи обычного метода, т. е. применяя, для вычисления вероятности смерти, формулу (3)

$$q_x = \frac{M_{0'}}{L_x + \frac{A_{0'} - B_x}{2}}$$

Возраст в месяцах	Числа доживающих	Числа умирающих	Вероятность смерти
0 —	1000	420	0.420
1 —	580	99	0.170
3 —	481	73	0.152
6 —	408	10	0.025
1 г. —	398		

Число доживших до 1 года (из 1000) оказывается равным 398, что дает величину вероятности смерти на первом году жизни

$$q'_{0/_1} = 0.602$$

т. е. величину, преувеличенную на 4.3%.

Другой пример можно привести из области статистики социального страхования.

В нижепомещенной табл. 5 приведены данные о движении и смертности инвалидов труда обоего пола, причиной признания коих инвалидами послужил туберкулез легких (Ленинград, 1924—1926 гг.).

В графе 9 приведены пятилетние вероятности смерти, полученные из коэффициентов смертности ($m_x z$) путем перехода

$$q_{x/_{x+5}} = 1 - e^{-m_x z}.$$

В графе 10 для сравнения даны величины вероятности смерти, полученные непосредственно по обычной формуле (3)

$$q'_{x/_{x+5}} = \frac{M_{x/_{x+5}}}{L_x + \frac{A_{x/_{x+5}} - B_{x/_{x+5}}}{2}}$$

Таблица 5

Смертность туберкулезных инвалидов

Возраст в годах	Прибыло	Выбыло	Умерло	Дожило до начала возрастного интервала	$m'_x z$	k	$m_x z$	$q_x/_{x+5}$	$q'_x/_{x+5}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
15—19 . . .	41	11	17	0	2.62	—1.0	1.98	0.862	Больше 1 (1.133)
20—24 . . .	337	172	81	13	1.47	—0.8	1.26	0.716	0.848
25—29 . .	581	398	136	97	1.13	—0.2	1.09	0.664	0.721
30—34 . . .	604	448	122	144	0.76	—0.1	0.75	0.528	0.550
35—39 . . .	635	527	110	178	0.62	0.0	0.62	0.462	0.479
40—44 . . .	748	551	156	176	0.79	—0.1	0.78	0.542	0.568
45—49 . .	761	569	128	217	0.51	—0.1	0.50	0.393	0.409
50—54 . . .	784	670	141	281	0.53	0.1	0.53	0.411	0.417
55—59 . . .	478	491	79	254	0.38	0.2	0.38	0.316	0.319
60—64 . .	247	287	50	162	0.43	0 4	0.44	0.356	0.352
65—69 . . .	80	118	19	72	0.44	0.7	0.47	0.375	0.358
70—74 . .	28	25	7	15	0.54	0.2	0 55	0.423	0.424
75—79 .	17	16	3	11	0.30	0.1	0.30	0.259	0.261
80—84 . . .	5	12	2	9	0.44	1.0	0.48	0.381	0.364
Всего . .	5346	4295	1051	0					

Сопоставление приводит к следующим заключениям.

1) Для первого интервала возраста применение обычной формулы (3) вообще не дает возможности производить дальнейшие исчисления, так как в результате получается величина вероятности смерти, большая единицы.

2) Во всех случаях, когда $k < 0$, значения вероятностей смерти, получаемые по формуле (3), являются преувеличенными.

3) В случае, когда $k > 0$, величины вероятностей смерти, вычисляемые по формуле (3), оказываются то большими, то меньшими, нежели те же величины, исчисленные при помощи таблиц.

Это последнее обстоятельство делается понятным при сопоставлении основного уравнения (19 и 20) с формулой (3). Как было указано в главе VIII, формула (3) может быть получена при помощи того приближенного значения $m_x z$, какое получается при отбрасывании всего второго члена правой части уравнения, т. е. при помощи $m'_x z$. Если $k > 0$, то такое отбрасывание второго члена ведет к уменьшению величины коэффициента смертности, против его действительного значения. В дальней-

шем, однако, для перехода от коэффициента смертности к вероятности смерти используется неточная (в наших предпосылках постоянства смертности внутри возрастного интервала) формула

$$q_x = 1 - e^{-m'_x z},$$

а приближенная

$$q_x = \frac{2m'_x z}{2 + m'_x z},$$

дающая всегда преувеличенное значение для вероятности смерти. Отсюда, в зависимости от сравнительной величины этих двух погрешностей противоположных знаков, возможно, в окончательном результате, получение как преуменьшенных, так и преувеличенных величин вероятностей смерти при пользовании обычными методами.

Заметим еще, что в разбираемом нами примере даже разбитие возрастного интервала (15—19 лет) на однолетние группы не привело к возможности непосредственного использования формулы (3). Для возраста 18 лет получается все-таки величина вероятности смерти, большая единицы.

Сами по себе расхождения в дальнейших величинах вероятностей смерти (q_x и q'_x) — значительны, и при продолжении исчислений оба метода могут дать существенно отличные друг от друга результаты.

Укажем хотя бы на то, что величину средней продолжительности жизни туберкулезного инвалида для возраста моложе 20 лет, при пользовании формулой (3) — нет возможности определить, ибо нельзя строить таблицу смертности, имея для некоторых возрастов вероятности смерти большие единицы. При построении же таблицы смертности, начиная с возраста 20 лет, получаем, при использовании величин, определенных из формулы (3) — величину средней продолжительности жизни в 3.80 лет, в то время как применение более точного метода дает для того же возраста величину 4.40 лет.

Ошибка при пользовании общеупотребительными методами в определении этого весьма существенного показателя достигает, таким образом, 13.6%.

V. PAEVSKI

SUR LE CALCUL DE LA MORTALITÉ D'UNE POPULATION PRÉSENTANT DES MOUVEMENTS MIGRATOIRES

Au cours de ces dernières années des établissements divers se sont multipliés en URSS, comptant parmi leurs attributions l'observation de la mortalité dans des groupes particuliers de la population (clientèle des dispensaires, maisons d'enfants de toute espèce, „distributeurs" pour l'observation préliminaire et la répartition d'enfants bénéficiant de l'assurance sociale, sanatoriums, crèches, consultations pour mères et enfants et autres institutions d'assurance sociale). Ces établissements ont en propre des altérations souvent fort rapides de la composition des groupes de personnes qui les remplissent ou les fréquentent (phénomènes de migration).

L'expérience a fait voir que les procédés de calcul usités dans la théorie des assurances sont en bien des cas inapplicables à la détermination de l'intensité de la mortalité dans des établissements de ce genre. En particulier, la formule approximative communément adoptée, de l'aspect de

$$q_{x/x+z} = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{A_{x+z} - B_{x+z}}{2}} \quad [1] \qquad \text{(A)}$$

est fréquemment (dans des conditions de migration intense et de mortalité élevée) susceptible de donner des résultats incorrects, voire même, dans certains cas, absurdes, défiant toute interprétation.

Pour résoudre, d'une façon générale, le problème de la mesure de la mortalité de masses sujettes à migration, il y a lieu de construire une équation différentielle de l'altération de composition d'un groupe:

$$L'_{x+z} = R'_{x+z} - L_{x+z}\,\mu_{x+z} \qquad \text{(B)}$$

L'intégration de cette équation et, subsidiairement, l'admission de la constance de μ_{x+z} à travers l'intervalle d'âge donné et de l'uniformité de la migration conduisent à la relation

$$m_x\, z = m'_x\, z + 2k\left(\frac{m_x z}{2}\,\mathrm{Cothyp}\,\frac{m_x z}{2} - 1\right) \qquad \text{(C)}$$

---

[1] Ici L_{x+z} désigne le nombre des survivants à l'âge $x+z$ de l'ensemble initial L_x (soumis à une observation continuelle), A_{x+z}, B_{x+z} et M_{x+z} — respectivement, les nombres des entrées, sorties et décès tenant dans l'intervalle d'âge $(x, x+z)$; $R_{x+z} = A_{x+z} - B_{x+z}$; μ_{x+z} — comme d'ordinaire, le coefficient instantané de mortalité, $q_{x/x+z}$ étant la probabilité pour une personne survivante à l'âge x de mourir dans l'intervalle d'âge $(x, x+z)$.

où m'_x est un coefficient de mortalité grossièrement approché

$$m'_x = \frac{1}{z} \frac{2M_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

k — le coefficient d'altération de composition de la masse:

$$k = \frac{L_x - L_{x+z}}{L_x + L_{x+z}}$$

et m_x — le coefficient de mortalité exact.

De ces équations générales s'obtiennent, à titre de cas particuliers, également les formules, bien connues de Wittstein, de Heym, de Zeuner que la formule d'usage courant (A)

$$q_{x/x+z} = \frac{M_{x+z}}{L_x + \frac{1}{2}(A_{x+z} - B_{x+z})}.$$

Cette même solution met en évidence le fait que, dans des conditions de R_{x+z} linéaire, la formule (A) ne devient exacte que pour

$$\mu_{x+z} = \frac{1}{m + z}$$

(où m est une certaine constante), c'est à dire, pour le cas se rencontrant à peine dans la pratique (au sein d'une population adulte) d'une baisse de la mortalité avec l'âge.

Suivent des indications sur l'application ultérieure des solutions obtenues aux questions pratiques de la détermination de la mortalité ainsi qu'une analyse logique des interprétations possibles des valeurs calculées. A la fin de l'article des exemples de calculs dans des cas particuliers sont donnés ainsi que des tables auxiliaires, dressées d'après l'équation (C), pour l'obtention de $m_x z$ d'après des k et $m'_x z$ donnés.

Вспомогательные таблицы, нужные для вычисления
Tables auxiliaires nécessaires pour le calcul

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	±0.00	0.10
0.01	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100
0.02	0.0199	0.0199	0.0199	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200
0.03	0.0298	0.0299	0.0299	0.0299	0.0299	0.0299	0.0299	0.0300	0.0300	0.0300	0.0300	0.0300
0.04	0.0397	0.0398	0.0398	0.0398	0.0398	0.0399	0.0399	0.0399	0.0399	0.0400	0.0400	0.0400
0.05	0.0496	0.0496	0.0497	0.0497	0.0498	0.0498	0.0498	0.0499	0.0499	0.0500	0.0500	0.0500
0.06	0.0594	0.0595	0.0595	0.0596	0.0596	0.0597	0.0598	0.0598	0.0599	0.0599	0.0600	0.0600
0.07	0.0692	0.0693	0.0694	0.0694	0.0695	0.0695	0.0697	0.0698	0.0698	0.0699	0.0700	0.0701
0.08	0.0790	0.0791	0.0792	0.0793	0.0794	0.0795	0.0796	0.0797	0.0798	0.0799	0.0800	0.0802
0.09	0.0887	0.0888	0.0889	0.0891	0.0892	0.0893	0.0895	0.0896	0.0897	0.0899	0.0900	0.0901
0.10	0.0984	0.0986	0.0987	0.0989	0.0990	0.0992	0.0993	0.0995	0.0997	0.0998	0.1000	0.1002
0.11	0.0181	0.1082	0.1084	0.1086	0.1088	0.1090	0.1092	0.1094	0.1096	0.1098	0.1100	0.1102
0.12	0.1177	0.1179	0.1181	0.1184	0.1186	0.1188	0.1191	0.1193	0.1195	0.1198	0.1200	0.1202
0.13	0.1273	0.1276	0.1278	0.1281	0.1284	0.1286	0.1289	0.1292	0.1294	0.1297	0.1300	0.1303
0.14	0.1369	0.1372	0.1375	0.1378	0.1381	0.1384	0.1387	0.1390	0.1394	0.1397	0.1400	0.1403
0.15	0.1464	0.1468	0.1471	0.1475	0.1478	0.1482	0.1485	0.1489	0.1493	0.1496	0.1500	0.1504
0.16	0.1560	0.1563	0.1567	0.1571	0.1575	0.1579	0.1583	0.1587	0.1592	0.1596	0.1600	0.1604
0.17	0.1654	0.1659	0.1663	0.1668	0.1672	0.1677	0.1681	0.1686	0.1690	0.1695	0.1700	0.1705
0.18	0.1749	0.1754	0.1759	0.1764	0.1769	0.1774	0.1779	0.1784	0.1789	0.1795	0.1800	0.1805
0.19	0.1843	0.1849	0.1854	0.1860	0.1865	0.1871	0.1877	0.1882	0.1888	0.1894	0.1900	0.1906
0.20	0.1938	0.1943	0.1949	0.1955	0.1962	0.1968	0.1974	0.1980	0.1987	0.1993	0.2000	0.2007
0.21	0.2031	0.2038	0.2044	0.2051	0.2058	0.2065	0.2071	0.2078	0.2086	0.2093	0.2100	0.2107
0.22	0.2125	0.2132	0.2139	0.2146	0.2154	0.2161	0.2169	0.2176	0.2184	0.2192	0.2200	0.2208
0.23	0.2218	0.2226	0.2234	0.2241	0.2249	0.2258	0.2266	0.2274	0.2283	0.2291	0.2300	0.2309
0.24	0.2311	0.2319	0.2328	0.2337	0.2345	0.2354	0.2363	0.2372	0.2381	0.2390	0.2400	0.2410
0.25	0.2404	0.2413	0.2422	0.2431	0.2441	0.2450	0.2460	0.2470	0.2480	0.2490	0.2500	0.2510
0.26	0.2496	0.2506	0.2516	0.2526	0.2536	0.2546	0.2556	0.2567	0.2578	0.2589	0.2600	0.2611
0.27	0.2588	0.2599	0.2609	0.2620	0.2631	0.2642	0.2653	0.2665	0.2676	0.2688	0.2700	0.2712
0.28	0.2680	0.2691	0.2703	0.2714	0.2726	0.2738	0.2750	0.2762	0.2774	0.2787	0.2800	0.2813
0.29	0.2772	0.2784	0.2796	0.2808	0.2821	0.2833	0.2846	0.2859	0.2873	0.2887	0.2900	0.2914
0.30	0.2864	0.2876	0.2889	0.2902	0.2915	0.2929	0.2942	0.2956	0.2971	0.2985	0.3000	0.3015
m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	±0.00	0.10

Таблица 1

таблицы ...ождении коэффициентов смертности
ıxiliaires ...obtention de taux de mortalité.

).10		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
)100	0.0	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.0100	0.01
)200	0.0	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0200	0.0201	0.0201	0.0201	0.0201	0.02
)300	0.0	0.0300	0.0300	0.0300	0.0301	0.0301	0.0301	0.0301	0.0301	0.0301	0.0301	0.0302	0.03
)400	0.0	0.0400	0.0401	0.0401	0.0401	0.0401	0.0402	0.0402	0.0402	0.0402	0.0403	0.0403	0.04
)500	0.0	0.0501	0.0501	0.0501	0.0502	0.0502	0.0503	0.0503	0.0503	0.0504	0.0504	0.0504	0.05
)599	0.0	0.0601	0.0601	0.0602	0.0602	0.0603	0.0604	0.0604	0.0605	0.0605	0.0606	0.0606	0.06
)699	0.0	0.0701	0.0702	0.0702	0.0703	0.0704	0.0705	0.0706	0.0707	0.0707	0.0708	0.0708	0.07
)799	0.0	0.0802	0.0802	0.0803	0.0804	0.0805	0.0806	0.0808	0.0809	0.0810	0.0810	0.0811	0.08
)899	0.0	0.0901	0.0903	0.0904	0.0905	0.0907	0.0908	0.0910	0.0911	0.0912	0,0913	0.0914	0.09
)998	0.1	0.1002	0.1003	0.1005	0.1007	0.1008	0.1010	0.1012	0.1014	0.1015	0.1016	0.1017	0.10
1098	0.1	0.1102	0.1104	0.1106	0.1108	0.1110	0.1112	0.1114	0.1117	0.1119	0.1120	0.1121	0.11
1198	0.1	0.1202	0.1205	0.1207	0.1210	0.1212	0.1215	0.1217	0.1220	0.1222	0.1224	0.1225	1.12
1297	0.1	0.1303	0.1306	0.1309	0.1311	0.1314	0.1317	0.1320	0.1323	0.1326	0.1328	0.1329	0.13
1397	0.1	0.1403	0.1407	0.1410	0.1413	0.1417	0.1420	0.1424	0.1427	0.1431	0.1432	0.1434	0.14
1496	0.1	0.1504	0.1508	0.1511	0.1515	0.1519	0.1523	0.1527	0.1531	0.1535	0.1537	0.1539	0.15
1596	0.1	0.1604	0.1609	0.1613	0.1617	0.1622	0.1626	0.1631	0.1636	0.1640	0.1643	0.1645	0.16
1695	0.1	0.1705	0.1710	0.1715	0.1720	0.1725	0.1730	0.1735	0.1740	0.1745	0.1748	0.1751	0.17
1795	0.1	0.1805	0.1811	0.1816	0.1822	0.1828	0.1834	0.1839	0.1845	0.1851	0.1854	0.1857	0.18
1894	0.1	0.1906	0.1912	0.1919	0.1925	0.1931	0.1938	0.1944	0.1951	0.1957	0.1961	0.1964	0.19
1993	0.2	0.2007	0.2013	0.2020	0.2027	0.2034	0.2042	0.2049	0.2056	0.2064	0.2068	0 2071	0.20
2093	0.2	0.2107	0.2115	0.2123	0.2130	0.2138	0.2146	0.2154	0.2162	0.2171	0.2175	0.2179	0.21
.2192	0.2	0.2208	0.2216	0.2225	0.2233	0.2242	0.2251	0.2259	0.2268	0.2278	0.2282	0.2287	0.22
.2291	0.2	0.2309	0.2318	0.2327	0.2336	0.2346	0.2355	0.2365	0.2375	0.2385	0.2390	0.2395	0.23
.2390	0.2	0.2410	0.2419	0.2429	0.2440	0.2450	0.2460	0.2471	0.2482	0.2493	0.2498	0.2504	0.24
.2490	0.2	0.2510	0.2521	0.2532	0.2543	0.2554	0.2566	0.2577	0.2589	0.2601	0.2607	0.2614	0.25
.2589	0.2	0.2611	0.2623	0.2635	0.2647	0.2659	0.2671	0.2684	0.2697	0.2710	0.2716	0.2723	0.26
.2688	0.2	0.2712	0.2725	0.2737	0.2750	0.2763	0.2777	0.2791	0.2805	0.2819	0.2826	0.2834	0.27
.2787	0.2	0.2813	0.2827	0.2840	0.2854	0.2868	0.2883	0.2898	0.2912	0.2928	0.2936	0.2944	0.28
.2887	0.2	0.2914	0.2929	0.2943	0.2958	0.2974	0.2989	0.3005	0.3022	0.3038	0.3046	0.3055	0.29
.2985	0.3	0.3015	0.3031	0.3046	0.3062	0.3079	0.3096	0.3113	0.3130	0.3148	0.3157	0.3167	0.30
—0.10		0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10
0.31	0.2955	0.2968	0.2982	0.2996	0.3010	0.3024	0.3039	0.3054	0.3069	0.3084
0.32	0.3046	0.3060	0.3074	0.3089	0.3105	0.3120	0.3135	0.3151	0.3167	0.3183
0.33	0.3137	0.3152	0.3167	0.3183	0.3199	0.3214	0.3231	0.3247	0.3265	0.3282
0.34	0.3227	0.3243	0.3259	0.3275	0.3292	0.3309	0.3327	0.3344	0.3362	0.3381
0.35	0.3317	0.3334	0.3351	0.3368	0.3386	0.3404	0.3422	0.3441	0.3460	0.3480
0.36	0.3407	0.3425	0.3442	0.3461	0.3479	0.3498	0.3518	0.3538	0.3558	0.3579
0.37	0.3497	0.3515	0.3534	0.3553	0.3573	0.3593	0.3613	0.3634	0.3656	0.3678
0.38	0.3586	0.3606	0.3625	0.3645	0.3666	0.3687	0.3709	0.3731	0.3753	0.3776
0.39	0.3675	0.3696	0.3716	0.3738	0.3759	0.3781	0.3804	0.3827	0.3851	0.3875
0.40	0.3764	0.3786	0.3807	0.3829	0.3852	0.3875	0.3899	0.3923	0.3948	0.3974
0.41	0.3853	0.3876	0.3898	0.3921	0.3945	0.3969	0.3994	0.4020	0.4046	0.4073
0.42	0.3942	0.3965	0.3989	0.4013	0.4038	0.4063	0.4089	0.4116	0.4143	0.4171
0.43	0.4030	0.4054	0.4079	0.4104	0.4130	0.4157	0.4184	0.4212	0.4240	0.4270
0.44	0.4118	0.4143	0.4169	0.4196	0.4222	0.4250	0.4278	0.4308	0.4338	0.4368
0.45	0.4206	0.4232	0.4259	0.4286	0.4315	0.4343	0.4373	0.4404	0.4435	0.4467
0.46	0.4294	0.4321	0.4349	0.4377	0.4407	0.4437	0.4467	0.4499	0.4532	0.4565
0.47	0.4381	0.4410	0.4438	0.4468	0.4498	0.4530	0.4562	0.4595	0.4629	0.4664
0.48	0.4468	0.4498	0.4528	0.4559	0.4590	0.4623	0.4656	0.4691	0.4726	0.4762
0.49	0.4555	0.4586	0.4617	0.4649	0.4682	0.4716	0.4750	0.4786	0.4823	0.4861
0.50	0.4642	0.4674	0.4706	0.4739	0.4773	0.4808	0.4844	0.4881	0.4920	0.4959
0.51	0.4729	0.4761	0.4795	0.4829	0.4864	0.4901	0.4938	0.4977	0.5017	0.5058
0.52	0.4815	0.4849	0.4883	0.4919	0.4956	0.4993	0.5032	0.5072	0.5113	0.5156
0.53	0.4901	0.4936	0.4972	0.5009	0.5047	0.5085	0.5126	0.5167	0.5210	0.5254
0.54	0.4987	0.5023	0.5060	0.5098	0.5137	0.5178	0.5219	0.5262	0.5307	0.5353
0.55	0.5073	0.5110	0.5148	0.5188	0.5228	0.5270	0.5313	0.5357	0.5403	0.5451
0.56	0.5159	0.5197	0.5236	0.5278	0.5319	0.5362	0.5406	0.5452	0.5500	0.5549
0.57	0.5244	0.5283	0.5324	0.5366	0.5409	0.5454	0.5499	0.5547	0.5596	0.5647
0.58	0.5329	0.5370	0.5412	0.5455	0.5499	0.5545	0.5593	0.5642	0.5693	0.5745
0.59	0.5414	0.5456	0.5499	0.5543	0.5589	0.5637	0.5686	0.5736	0.5789	0.5844
0.60	0.5499	0.5542	0.5586	0.5632	0.5679	0.5728	0.5779	0.5831	0.5885	0.5942

m'_{xz} \ K | −1.00 | −0.90 | −0.80 | −0.70 | −0.60 | −0.50 | −0.40 | −0.30 | −0.20 | −0.10

Таблица 2

	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
4	0.3116	0.3133	0.3150	0.3167	0.3184	0.3202	0.3220	0.3239	0.3258	0.3268	0.3278	0.31
3	0.3217	0.3235	0.3252	0.3271	0.3289	0.3309	0.3329	0.3349	0.3370	0.3380	0.3391	0.32
2	0.3318	0.3337	0.3356	0.3376	0.3396	0.3416	0.3438	0.3459	0.3481	0.3493	0.3504	0.33
1	0.3419	0.3439	0.3460	0.3481	0.3502	0.3524	0.3546	0.3569	0.3593	0.3605	0.3618	0.34
0	0.3521	0.3542	0.3563	0.3585	0.3608	0.3632	0.3655	0.3680	0.3705	0.3718	0.3732	0.35
9	0.3622	0.3644	0.3667	0.3691	0.3715	0.3739	0.3765	0.3791	0.3818	0.3832	0.3846	0.36
8	0.3723	0.3747	0.3771	0.3796	0.3821	0.3848	0.3875	0.3903	0.3931	0.3946	0.3961	0.37
6	0.3824	0.3849	0.3875	0.3901	0.3928	0.3956	0.3985	0.4014	0.4045	0.4060	0.4076	0.38
5	0.3926	0.3952	0.3979	0.4007	0.4035	0.4065	0.4095	0.4126	0.4159	0.4175	0.4192	0.39
4	0.4027	0.4055	0 4083	0.4112	0.4143	0.4174	0.4206	0.4239	0.4273	0.4290	0.4308	0.40
3	0.4128	0.4157	0.4187	0.4218	0.4250	0.4283	0.4317	0.4352	0.4388	0.4406	0.4425	0.41
1	0.4230	0.4260	0.4292	0.4324	0.4358	0.439 2	0.4428	0.4465	0.4503	0.4523	0.4543	0.42
0	0.4331	0.4363	0.4396	0.4430	0.4466	0.450 2	0.4540	0.4578	0.4619	0.4640	0.4661	0.43
8	0.4433	0.4466	0.4501	0.4537	0.4574	0.4612	0.4651	0.4692	0.4735	0.4757	0.4779	0.44
7	0.4534	0.4569	0.4606	0.4643	0.4682	0 .4722	0.4764	0.4807	0.4852	0.4875	0.4898	0.45
5	0.4636	0.4672	0.4711	0.4750	0.4790	0.4833	0.4876	0.4922	0.4969	0.4993	0.5018	0.46
4	0.4737	0.4776	0.4815	0.4857	0.4899	0.4943	0.4989	0.5037	0.5086	0.5112	0.5138	0.47
2	0.4839	0.4879	0.4921	0.4964	0.5008	0.5054	0.5102	0.5152	0.5204	0.5231	0.5259	0.48
1	0.4941	0.4982	0.5026	0.5071	0.5117	0.5166	0.5216	0.5268	0.5323	0.5351	0.5380	0.49
9	0.5042	0.5086	0.5131	0.5178	0.5227	0.5277	0.5330	0.5385	0.5442	0.5472	0.5502	0.50
8	0.5144	0.5189	0.5236	0.5285	0.5336	0.5389	0.5444	0.5502	0.5562	0.5593	0,5624	0.51
6	0.5246	0.5293	0.5342	0.5393	0.5446	0.5501	0.5559	0.5619	0.5681	0.5714	0.5748	0.52
4	0.5347	0.5397	0.5448	0.5501	0.5556	0.5613	0.5673	0.5736	0.5802	0.5836	0.5871	0.53
3	0.5449	0.5500	0.5553	0.5609	0.5666	0.5726	0.5789	0.5854	0.5923	0.5959	0.5995	0.54
1	0.5551	0.5604	0.5659	0.5717	0.5776	0.5839	0.5904	0.5973	0.6045	0.6082	0.6120	0.55
9	0.5653	0.5708	0.5765	0.5824	0.5887	0.5952	0.6020	0.6092	0.6167	0.6206	0.6246	0.56
7	0.5755	0.5812	0.5871	0.5933	0.5998	0.6066	0.6137	0.6211	0.6289	0.6330	0.6372	0.57
5	0.5857	0.5916	0.5978	0.6042	0.6109	0.6179	0.6253	0.6331	0.6413	0.6455	0.6499	0.58
4	0.5959	0.6020	0.6084	0.6151	0.6220	0.6293	0.6370	0.6451	0.6536	0.6581	0.6627	0.59
42	0.6061	0.6124	0.6190	0.6259	0.6332	0.6408	0.6488	0.6571	0.6661	0.6707	0.6755	0.60
10	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0
0.61	0.5583	0.5628	0.5673	0.5720	0.5769	0.5820	0.5872	0.5926	0.5982	0.6040	0.61
0.62	0.5668	0.5713	0.5760	0.5809	0.5859	0.5911	0.5964	0.6020	0.6078	0.6138	0.62
0.63	0.5752	0.5799	0.5847	0.5897	0.5948	0.6002	0.6057	0.6114	0.6174	0.6236	0.63
0.64	0.5836	0.5884	0.5933	0.5985	0.6038	0.6093	0.6150	0.6209	0.6270	0.6334	0.64
0.65	0.5920	0.5968	0.6020	0.6073	0.6127	0.6183	0.6242	0.6303	0.6366	0.6432	0.65
0.66	0.6003	0.6054	0.6106	0.6160	0.6216	0.6274	0.6334	0.6397	0.6462	0.6530	0.66
0.67	0.6086	0.6138	0.6192	0.6248	0.6305	0.6365	0.6427	0.6491	0.6558	0.6627	0.67
0.68	0.6170	0.6223	0.6278	0.6335	0.6394	0.6455	0.6519	0.6585	0.6654	0.6725	0.68
0.69	0.6253	0.6307	0.6364	0.6422	0.6483	0.6546	0.6611	0.6679	0.6749	0.6823	0.69
0.70	0.6336	0.6391	0.6449	0.6509	0.6571	0.6636	0.6703	0.6773	0.6845	0.6921	0.70
0.71	0.6418	0.6475	0.6535	0.6596	0.6660	0.6726	0.6795	0.6866	0.6941	0.7019	0.71
0.72	0.6501	0.6559	0.6620	0.6683	0. 6748	0.6816	0.6886	0.6960	0.7036	0.7116	0.72
0.73	0.6583	0.6643	0.6705	0.6770	0.6836	0.6906	0.6978	0.7053	0.7132	0.7214	0.73
0.74	0.6665	0.6727	0.6790	0.6856	0.6924	0.6996	0.7070	0.7147	0.7227	0.7312	0.74
0.75	0.6747	0.6810	0.6875	0.6942	0.7012	0.7085	0.7161	0.7240	0.7323	0.7409	0.75
0.76	0.6829	0.6893	0.6959	0.7029	0.7100	0.7175	0.7253	0.7334	0.7418	0.7507	0.76
0.77	0.6911	0.6976	0.7044	0.7115	0.7188	0.7264	0.7344	0.7427	0.7514	0.7605	0.77
0.78	0.6992	0.7059	0.7128	0.7201	0.7275	0.7354	0.7435	0.7520	0.7609	0.7702	0.78
0.79	0.7073	0.7142	0.7213	0.7286	0.7363	0.7443	0.7526	0.7613	0.7704	0.7800	0.79
0.80	0.7154	0.7224	0.7296	0.7372	0.7450	0.7532	0.7617	0.7706	0.7799	0.7897	0.80
0.81	0.7235	0.7307	0.7380	0.7457	0.7537	0.7621	0.7708	0.7799	0.7895	0.7995	0.81
0.82	0.7316	0,7389	0.7464	0.7543	0.7624	0.7710	0.7799	0.7892	0.7990	0.8092	0.82
0.83	0.7397	0.7471	0.7548	0.7628	0.7711	0.7798	0.7889	0.7985	0.8085	0.8190	0.83
0.84	0.7477	0.7553	0.7631	0.7713	0.7798	0.7887	0.7980	0.8077	0.8180	0.8287	0.84
0.85	0.7558	0.7634	0.7714	0.7798	0.7885	0.7975	0.8070	0.8170	0.8274	0.8384	0.85
0.86	0.7637	0.7716	0.7797	0.7883	0.7971	0.8064	0.8161	0.8262	0.8369	0.8482	0.86
0.87	0.7717	0.7797	0.7880	0.7967	0.8058	0.8152	0.8252	0.8355	0.8464	0.8579	0.87
0.88	0.7797	0.7878	0.7963	0.8052	0.8144	0.8240	0.8342	0.8447	0.8559	0.8676	0.88
0.89	0.7877	0.7960	0 8046	0.8136	0.8230	0.8329	0.8432	0.8540	0.8654	0.8773	0.89
0.90	0.7956	0.8041	0.8129	0.8220	0.8316	0.8417	0.8522	0. 8632	0.8748	0.8871	0.90

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0

Таблица 3

0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
6163	0.6228	0.6297	0.6369	0.6444	0.6522	0.6605	0.6693	0.6785	0.6834	0.6883	0.61
6265	0.6332	0.6404	0.6478	0.6556	0.6637	0.6723	0.6814	0.6912	0.6961	0.7013	0.62
6367	0.6437	0.6510	0.6587	0.6668	0.6753	0.6842	0.6936	0.7037	0.7089	0.7143	0.63
6469	0.6542	0.6617	0.6697	0.6780	0.6868	0.6961	0.7059	0.7163	0.7218	0.7274	0.64
6572	0.6646	0.6724	0.6806	0.6893	0.6984	0.7080	0.7182	0.7290	0.7347	0.7406	0.65
6674	0.6751	0.6832	0.6916	0.7006	0.7100	0.7199	0.7305	0.7418	0.7477	0.7538	0.66
6776	0.6855	0.6939	0.7026	0.7119	0.7216	0.7320	0.7429	0.7546	0.7608	0.7671	0.67
6878	0.6960	0.7046	0.7137	0.7232	0.7333	0.7440	0.7554	0.7675	0.7739	0.7805	0.68
81	0.7065	0.7154	0.7247	0.7346	0.7450	0.7561	0.7678	0.7805	0.7871	0.7940	0.69
7083	0.7170	0.7261	0.7358	0.7459	0.7567	0.7682	0.7804	0.7935	0.8004	0.8075	0.70
7185	0.7275	0.7369	0.7468	0.7573	0.7685	0.7803	0.7930	0.8065	0.8137	0.8211	0.71
7288	0.7380	0.7477	0.7579	0.7688	0.7803	0.7925	0.8056	0.8197	0.8271	0.8348	0.72
7390	0.7485	0.7585	0.7690	0.7802	0.7921	0.8048	0.8183	0.8329	0.8405	0.8485	0.73
7493	0.7590	0.7693	0.7802	0.7917	0.8039	0.8170	0.8310	0.8460	0.8541	0.8625	0.74
7595	0.7695	0.7801	0.7913	0.8032	0.8158	0.8293	0.8437	0.8594	0.8677	0.8764	0.75
7698	0.7801	0.7910	0.8025	0.8147	0.8277	0.8416	0.8567	0.8729	0.8815	0.8904	0.76
7800	0.7906	0.8018	0.8137	0.8263	0.8397	0.8541	0.8696	0.8863	0.8952	0.9045	0.77
7903	0.8012	0.8127	0.8249	0.8378	0.8517	0.8665	0.8825	0.8998	0.9091	0.9187	0.78
8006	0.8117	0.8235	0.8361	0.8493	0.8637	0.8790	0.8955	0.9135	0.9230	0.9330	0.79
8108	0.8223	0.8344	0.8472	0.8610	0.8757	0.8915	0.9086	0.9271	0.9370	0.9474	0.80
8211	0.8329	0.8453	0.8585	0.8727	0.8878	0.9041	0.9217	0.9409	0.9511	0.9619	0.81
8314	0.8434	0.8562	0.8699	0.8843	0.8999	0.9167	0.9349	0.9547	0.9653	0.9764	0.82
8417	0.8540	0.8671	0.8811	0.8960	0.9121	0.9293	0.9481	0.9686	0.9795	0.9911	0.83
8520	0.8646	0.8781	0.8924	0.9077	0.9242	0.9420	0.9614	0.9825	0.9939	1.0058	0.84
8622	0.8752	0.8890	0.9037	0.9195	0.9364	0.9548	0.9747	0.9966	1.0083	1.0207	0.85
8725	0.8858	0.9000	0.9151	0.9312	0.9487	0.9675	0.9881	1.0108	1.0228	1.0356	0.86
8828	0.8964	0.9109	0.9264	0.9430	0.9610	0.9804	1.0016	1.0249	1.0374	1.0507	0.87
8931	0.9071	0.9219	0.9378	0.9548	0.9733	0.9932	1.0151	1.0391	1.0521	1.0658	0.88
9034	0.9177	0.9329	0.9492	0.9667	0.9856	1.0062	1.0287	1.0535	1.0669	1.0811	0.89
9137	0.9283	0.9439	0.9606	0.9785	0.9980	1.0191	1.0423	1.0679	1.0818	1.0964	0.90
0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.00	0.10
0.91	0.8035	0.8121	0.8211	0.8305	0.8402	0.8505	0.8612	0.8724	0.8843	0.8968	0.91	8.9240
0.92	0.8115	0.8202	0.8293	0.8389	0.8488	0.8592	0.8702	0.8816	0.8937	0.9065	0.92	4.9343
0.93	0.8194	0.8283	0.8376	0.8473	0.8574	0.8680	0.8791	0.8908	0.9032	0.9162	0.93	4.9446
0.94	0.8272	0.8364	0.8357	0.8556	0.8659	0.8767	0.8881	0.9000	0.9126	0.9259	0.94	4.9550
0.95	0.8352	0.8443	0.8439	0.8640	0.8745	0.8855	0.8971	0.9092	0.9221	0.9356	0.95	4.9653
0.96	0.8430	0.8523	0.8521	0.8723	0.8830	0.8942	0.9060	0.9184	0.9315	0.9453	0.96	4.9756
0.97	0.8508	0.8603	0.8603	0.8807	0.8916	0.9030	0.9150	0.9276	0.9409	0.9550	0.97	4.9859
0.98	0.8586	0.8683	0.8784	0.8890	0.9001	0.9117	0.9239	0.9368	0.9503	0.9647	0.98	4.9963
0.99	0.8665	0.8763	0.8866	0.8973	0.9086	0.9204	0.9328	0.9459	0.9598	0.9744	0.99	5.0066
1.00	0.8743	0.8842	0.8947	0.9056	0.9171	0.9291	0.9417	0.9551	0.9692	0.9841	1.00	5.0169
1.01	0.8820	0.8922	0.9028	0.9139	0.9255	0.9378	0.9506	0.9642	0.9786	0.9938	1.01	5.0273
1.02	0.8898	0.9001	0.9109	0.9222	0.9340	0.9464	0.9595	0.9734	0.9880	1.0035	1.02	5.0376
1.03	0.8976	0.9080	0.9190	0.9305	0.9425	0.9551	0.9684	0.9825	0.9974	1.0132	1.03	5.0480
1.04	0.9053	0.9159	0.9270	0.9387	0.9509	0.9648	0.9773	0.9916	1.0068	1.0229	1.04	5.0583
1.05	0.9130	0.9238	0.9351	0.9469	0.9593	0.9724	0.9862	1.0007	1.0162	1.0325	1.05	5.0687
1.06	0.9207	0.9317	0.9431	0.9551	0.9678	0.9811	0.9951	1.0099	1.0256	1.0422	1.06	5.0790
1.07	0.9284	0.9396	0.9512	0.9634	0.9762	0.9897	1.0039	1.0190	1.0349	1.0519	1.07	5.0894
1.08	0.9361	0.9474	0.9592	0.9716	0.9846	0.9983	1.0128	1.0281	1.0443	1.0616	1.08	5.0998
1.09	0.9437	0.9552	0.9672	0.9798	0.9930	1.0069	1.0216	1.0372	1.0537	1.0712	1.09	5.1101
1.10	0.9514	0.9630	0.9752	0.9880	1.0014	1.0155	1.0305	1.0462	1.0630	1.0809	1.10	5.1205
1.11	0.9590	0.9708	0.9832	0.9961	1.0097	1.0241	1.0393	1.0553	1.0724	1.0906	1.11	5.1309
1.12	0.9666	0.9786	0.9911	1.0043	1.0181	1.0327	1.0481	1.0644	1.0817	1.1002	1.12	5.1412
1.13	0.9743	0.9864	0.9991	1.0124	1.0265	1.0413	1.0569	1.0735	1.0911	1.1099	1.13	5.1516
1.14	0.9819	0.9942	1.0070	1.0205	1.0348	1.0498	1.0657	1.0825	1.1004	1.1195	1.14	5.1620
1.15	0.9894	1.0019	1.0150	1.0287	1.0431	1.0584	1.0745	1.0916	1.1098	1.1292	1.15	5.1724
1.16	0.9970	1.0096	1.0229	1.0368	1.0515	1.0669	1.0833	1.1006	1.1191	1.1388	1.16	5.1828
1.17	1.0046	1.0174	1.0308	1.0448	1.0598	1.0754	1.0921	1.1097	1.1284	1.1485	1.17	5.1932
1.18	1.0121	1.0251	1.0387	1.0530	1.0681	1.0840	1.1008	1.1187	1.1378	1.1581	1.18	5.2036
1.19	1.0197	1.0328	1.0466	1.0611	1.0763	1.0925	1.1096	1.1277	1.1471	1.1678	1.19	5.2140
1.20	1.0272	1.0405	1.0544	1.0691	1.0846	1.1010	1.1183	1.1367	1.1564	1.1774	1.20	5.2244

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.00	0.10

Таблица 4

0.00	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
8	0.91[illegible]9240	0.9390	0.9549	0.9720	0.9904	1.0104	1.0321	1.0560	1.0824	1.0967	1.1119	0.91
5	0.92[illegible]9343	0.9496	0.9659	0.9835	1.0024	1.0228	1.0452	1.0697	1.0970	1.1118	1.1275	0.92
2	0.92[illegible]9446	0.9603	0.9770	0.9949	1.0143	1.0353	1.0583	1.0836	1.1116	1.1269	1.1432	0.93
9	0.93[illegible]9550	0.9709	0.9880	1.0064	1.0263	1.0478	1.0714	1.0974	1.1264	1.1422	1.1590	0.94
6	0.93[illegible]9653	0.9816	0.9991	1.0179	1.0382	1.0604	1.0846	1.1114	1.1412	1.1576	1.1750	0.95
3	0.94[illegible]9756	0.9923	1.0102	1.0294	1.0503	1.0730	1.0979	1.1254	1.1562	1.1730	1.1910	0.96
0	0.95[illegible]9859	1.0030	1.0213	1.0410	1.0623	1.0856	1.1112	1.1395	1.1712	1.1886	1.2072	0.97
7	0.96[illegible]9963	1.0137	1.0324	1.0525	1.0744	1.0983	1.1245	1.1536	1.1863	1.2043	1.2235	0.98
4	0.97[illegible]0066	1.0244	1.0435	1.0641	1.0865	1.1110	1.1379	1.1678	1.2015	1.2200	1.2399	0.99
1	1.00[illegible]0169	1.0351	1.0546	1.0757	1.0986	1.1237	1.1513	1.1821	1.2167	1.2359	1.2564	1.00
8	1.01[illegible]0273	1.0458	1.0657	1.0873	1.1108	1.1364	1.1648	1.1964	1.2322	1.2519	1.2731	1.01
5	1.02[illegible]0376	1.0565	1.0769	1.0989	1.1229	1.1492	1.1784	1.2109	1.2476	1.2680	1.2899	1.02
2	1.03[illegible]0480	1.0673	1.0881	1.1106	1.1351	1.1621	1.1920	1.2254	1.2632	1.2842	1.3069	1.03
9	1.04[illegible]0583	1.0780	1.0992	1.1223	1.1474	1.1750	1.2056	1.2399	1.2789	1.3006	1.3239	1.04
5	1.05[illegible]0687	1.0887	1.1104	1.1339	1.1596	1.1879	1.2193	1.2545	1.2947	1.3170	1.3412	1.05
22	1.06[illegible]0790	1.0995	1.1216	1.1456	1.1719	1.2009	1.2330	1.2692	1.3105	1.3336	1.3585	1.06
19	1.07[illegible]0894	1.1103	1.1328	1.1574	1.1842	1.2138	1.2468	1.2840	1.3265	1.3503	1.3761	1.07
16	1.08[illegible]0998	1.1210	1.1441	1.1691	1.1966	1.2269	1.2607	1.2988	1.3426	1.3671	1.3937	1.08
12	1.09[illegible]1101	1.1318	1.1553	1.1809	1.2089	1.2399	1.2746	1.3138	1.3588	1.3840	1.4116	1.09
09	1.10[illegible]1205	1.1426	1.1665	1.1926	1.2213	1.2530	1.2885	1.3287	1.3751	1.4011	1.4295	1.10
06	1.11[illegible]1309	1.1534	1.1778	1.2044	1.2337	1.2662	1.3026	1.3438	1.3915	1.4183	1.4477	1.11
02	1.12[illegible]1412	1.1642	1.1891	1.2163	1.2462	1.2794	1.3166	1.3590	1.4080	1.4356	1.4660	1.12
99	1.13[illegible]1516	1.1750	1.2004	1.2281	1.2587	1.2926	1.3308	1.3742	1.4246	1.4531	1.4844	1.13
95	1.14[illegible]1620	1.1858	1.2117	1.2400	1.2712	1.3059	1.3449	1.3895	1.4413	1.4707	1.5031	1.14
92	1.15[illegible]1724	1.1966	1.2230	1.2518	1.2837	1.3192	1.3592	1.4049	1.4582	1.4885	1.5219	1.15
88	1.16[illegible]1828	1.2075	1.2343	1.2637	1.2962	1.3325	1.3734	1.4204	1.4751	1.5063	1.5409	1.16
85	1.17[illegible]1932	1.2183	1.2456	1.2756	1.3088	1.3459	1.3878	1.4359	1.4922	1.5244	1.5601	1.17
81	1.18[illegible]2036	1.2291	1.2570	1.2876	1.3215	1.3593	1.4022	1.4515	1.5094	1.5427	1.5794	1.18
78	1.19[illegible]2140	1.2400	1.2683	1.2995	1.3341	1.3728	1.4167	1.4672	1.5268	1.5610	1.5990	1.19
74	1.20[illegible]2244	1.2508	1.2797	1.3115	1.3468	1.3863	1.4312	1.4830	1.5443	1.5795	1.6188	1.20

0.10	[illegible]0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}

$m'_x z$ \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0
1.21	1.0347	1.0482	1.0623	1.0772	1.0929	1.1095	1.1271	1.1458	1.1657	1.1871	1.21
1.22	1.0422	1.0558	1.0702	1.0852	1.1011	1.1180	1.1358	1.1548	1.1750	1.1967	1.22
1.23	1.0497	1.0635	1.0780	1.0933	1.1094	1.1264	1.1445	1.1638	1.1843	1.2063	1.23
1.24	1.0571	1.0711	1.0858	1.1013	1.1176	1.1349	1.1533	1.1728	1.1936	1.2160	1.24
1.25	1.0646	1.0788	1.0936	1.1093	1.1259	1.1434	1.1620	1.1818	1.2029	1.2256	1.25
1.26	1.0720	1.0864	1.1014	1.1173	1.1341	1.1518	1.1707	1.1907	1.2122	1.2352	1.26
1.27	1.0795	1.0940	1.1092	1.1253	1.1423	1.1603	1.1794	1.1997	1.2215	1.2448	1.27
1.28	1.0869	1.1016	1.1170	1.1333	1.1505	1.1687	1.1881	1.2087	1.2307	1.2544	1.28
1.29	1.0943	1.1092	1.1248	1.1412	1.1587	1.1771	1.1967	1.2176	1.2400	1.2641	1.29
1.30	1.1017	1.1167	1.1325	1.1492	1.1668	1.1855	1.2054	1.2266	1.2493	1.2737	1.30
1.31	1.1091	1.1243	1.1403	1.1572	1.1750	1.1939	1.2141	1.2356	1.2586	1.2833	1.31
1.32	1.1165	1.1318	1.1480	1.1651	1.1832	1.2024	1.2227	1.2445	1.2678	1.2929	1.32
1.33	1.1238	1.1394	1.1558	1.1730	1.1913	1.2107	1.2314	1.2534	1.2771	1.3025	1.33
1.34	1.1312	1.1469	1.1635	1.1809	1.1995	1.2191	1.2400	1.2624	1.2863	1.3121	1.34
1.35	1.1385	1.1544	1.1712	1.1889	1.2076	1.2275	1.2487	1.2713	1.2956	1.3217	1.35
1.36	1.1458	1.1619	1.1789	1.1968	1.2157	1.2359	1.2573	1.2802	1.3048	1.3313	1.36
1.37	1.1532	1.1694	1.1865	1.2047	1.2238	1.2442	1.2659	1.2891	1.3140	1.3409	1.37
1.38	1.1605	1.1769	1.1942	1.2126	1.2320	1.2526	1.2745	1.2980	1.3233	1.3505	1.38
1.39	1.1677	1.1844	1.2019	1.2204	1.2400	1.2609	1.2831	1.3069	1.3325	1.3601	1.39
1.40	1.1750	1.1918	1.2095	1.2283	1.2481	1.2692	1.2917	1.3158	1.3417	1.3697	1.40
1.41	1.1823	1.1993	1.2172	1.2361	1.2562	1.2776	1.3003	1.3247	1.3510	1.3793	1.41
1.42	1.1896	1.2067	1.2248	1.2440	1.2643	1.2859	1.3089	1.3336	1.3602	1.3889	1.42
1.43	1.1968	1.2141	1.2324	1.2518	1.2723	1.2942	1.3175	1.3425	1.3694	1.3984	1.43
1.44	1.2040	1.2216	1.2401	1.2596	1.2804	1.3025	1.3261	1.3514	1.3786	1.4080	1.44
1.45	1.2113	1.2290	1.2477	1.2674	1.2884	1.3108	1.3346	1.3602	1.3878	1.4176	1.45
1.46	1.2185	1.2364	1.2552	1.2752	1.2965	1.3191	1.3432	1.3691	1.3970	1.4272	1.46
1.47	1.2257	1.2438	1.2628	1.2830	1.3045	1.3273	1.3518	1.3779	1.4062	1.4367	1.47
1.48	1.2329	1.2511	1.2704	1.2908	1.3125	1.3356	1.3603	1.3868	1.4154	1.4463	1.48
1.49	1.2401	1.2585	1.2780	1.2986	1.3205	1.3439	1.3688	1.3956	1.4245	1.4559	1.49
1.50	1.2472	1.2658	1.2855	1.3064	1.3285	1.3521	1.3774	1.4045	1.4337	1.4654	1.50

$m'_x z$ \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0

Таблица 5

0	0.x	aN	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
71	1.21	2348	1.2617	1.2911	1.3235	1.3595	1.3998	1.4458	1.4989	1.5618	1.5982	1.6387	1.21
67	1.22	2452	1.2726	1.3025	1.3355	1.3722	1.4134	1.4604	1.5149	1.5795	1.6170	1.6589	1.22
63	1.23	2556	1.2835	1.3139	1.3475	1.3849	1.4270	1.4751	1.5309	1.5974	1.6360	1.6792	1.23
60	1.24	2660	1.2943	1.3253	1.3596	1.3977	1.4407	1.4899	1.5471	1.6154	1.6552	1.6999	1.24
56	1.25	2764	1.3052	1.3368	1.3717	1.4106	1.4544	1.5047	1.5633	1.6335	1.6745	1.7207	1.25
52	1.26	2869	1.3162	1.3482	1.3837	1.4234	1.4682	1.5195	1.5796	1.6518	1.6940	1.7418	1.26
48	1.27	2973	1.3270	1.3597	1.3959	1.4363	1.4820	1.5345	1.5960	1.6702	1.7137	1.7631	1.27
44	1.28	3077	1.3380	1.3712	1.4080	1.4492	1.4958	1.5495	1.6125	1.6887	1.7336	1.7846	1.28
41	1.29	3182	1.3489	1.3827	1.4201	1.4621	1.5097	1.5646	1.6291	1.7074	1.7537	1.8064	1.29
37	1.30	3286	1.3598	1.3942	1.4323	1.4751	1.5236	1.5797	1.6458	1.7262	1.7739	1.8284	1.30
33	1.31	3390	1.3708	1.4057	1.4445	1.4881	1.5376	1.5949	1.6626	1.7453	1.7944	1.8507	1.31
29	1.32	3495	1.3817	1.4172	1.4567	1.5011	1.5516	1.6102	1.6795	1.7644	1.8150	1.8733	1.32
25	1.33	3599	1.3927	1.4288	1.4689	1.5141	1.5657	1.6255	1.6965	1.7837	1.8359	1.8961	1.33
21	1.34	3704	1.4036	1.4403	1.4812	1.5271	1.5798	1.6409	1.7136	1.8032	1.8570	1.9192	1.34
17	1.35	3808	1.4146	1.4519	1.4934	1.5403	1.5939	1.6563	1.7308	1.8228	1.8783	1.9427	1.35
13	1.36	3912	1.4256	1.4634	1.5057	1.5534	1.6081	1.6718	1.7481	1.8426	1.8998	1.9664	1.36
09	1.37	4017	1.4365	1.4750	1.5180	1.5666	1.6223	1.6874	1.7655	1.8626	1.9216	1.9905	1.37
05	1.38	4122	1.4475	1.4866	1.5304	1.5798	1.6366	1.7031	1.7830	1.8827	1.9435	2.02	1.38
01	1.39	4226	1.4585	1.4982	1.5427	1.5930	1.6509	1.7188	1.8006	1.9030	1.9657	2.04	1.39
97	1.40	4331	1.4695	1.5099	1.5551	1.6063	1.6653	1.7346	1.8183	1.9235	1.9881	2.06	1.40
93	1.41	4436	1.4805	1.5215	1.5675	1.6196	1.6797	1.7505	1.8361	1.9442	2.01	2.09	1.41
89	1.42	4541	1.4915	1.5332	1.5799	1.6329	1.6942	1.7664	1.8541	1.9651	2.03	2.12	1.42
84	1.43	4645	1,5026	1.5448	1.5923	1.6463	1.7087	1.7824	1.8721	1.9861	2.06	2.14	1.43
80	1.44	4750	1.5136	1.5565	1.6047	1.6596	1.7232	1.7985	1.8903	2.01	2.08	2.17	1.44
76	1.45	4855	1.5246	1.5682	1.6172	1.6730	1.7378	1.8146	1.9085	2.03	2.10	2.19	1.45
72	1.46	4960	1.5357	1.5799	1.6297	1.6865	1.7525	1.8308	1.9269	2.05	2.13	2.22	1.46
67	1.47	5065	1.5467	1.5916	1.6422	1.7000	1.7671	1.8471	1.9454	2.07	2.15	2.25	1.47
63	1.48	5170	1.5578	1.6033	1.6547	1.7135	1.7819	1.8635	1.9640	2.09	2.18	2.28	1.48
59	1.49	5275	1.5689	1.6151	1.6673	1.7270	1.7967	1.8799	1.9828	2.12	2.20	2.31	1.49
54	1.50	5379	1.5799	1.6268	1.6798	1.7405	1.8115	1.8964	2.00	2.14	2.23	2.34	1.50
0.10	0.x	10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_x / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0	0.10	
1.51	1.2544	1.2732	1.2931	1.3141	1.3365	1.3604	1.3859	1.4133	1.4429	1.4750	1.5	5485	1.
1.52	1.2615	1.2805	1.3006	1.3219	1.3445	1.3686	1.3944	1.4221	1.4521	1.4846	1.5	5589	1.
1.53	1.2687	1.2878	1.3081	1.3296	1.3524	1.3768	1.4029	1.4310	1.4613	1.4941	1.5	5695	1.
1.54	1.2758	1.2952	1.3156	1.3373	1.3604	1.3850	1.4114	1.4398	1.4704	1.5037	1.5	5800	1.
1.55	1.2829	1.3025	1.3231	1.3450	1.3684	1.3933	1.4199	1.4486	1.4796	1.5132	1.5	5905	1.
1.56	1.2901	1.3098	1.3306	1.3528	1.3763	1.4014	1.4284	1.4574	1.4887	1.5228	1.5	6010	1.
1.57	1.2971	1.3170	1.3381	1.3605	1.3843	1.4096	1.4369	1.4662	1.4979	1.5323	1.5	6115	1.
1.58	1.3042	1.3243	1.3456	1.3681	1.3922	1.4178	1.4454	1.4750	1.5070	1.5419	1.5	6220	1.
1.59	1.3113	1.3316	1.3530	1.3758	1.4001	1.4260	1.4538	1.4838	1.5162	1.5514	1.5	6326	1.
1.60	1.3184	1.3388	1.3605	1.3835	1.4080	1.4342	1.4623	1.4926	1.5253	1.5610	1.6	6431	1.
1.61	1.3254	1.3461	1.3680	1.3912	1.4159	1.4424	1.4708	1.5013	1.5344	1.5705	1.6	6536	1.
1.62	1.3325	1.3533	1.3754	1.3988	1.4238	1.4505	1.4792	1.5101	1.5436	1.5800	1.6	6642	1.
1.63	1.3395	1.3606	1.3828	1.4065	1.4317	1.4587	1.4876	1.5189	1.5527	1.5896	1.6	6747	1.
1.64	1.3466	1.3678	1.3903	1.4141	1.4396	1.4668	1.4961	1.5276	1.5618	1.5991	1.6	6852	1.
1.65	1.3536	1.3750	1.3977	1.4218	1.4475	1.4750	1.5045	1.5364	1.5710	1.6086	1.6	6958	1.
1.66	1.3606	1.3822	1.4050	1.4294	1.4553	1.4831	1.5129	1.5451	1.5801	1.6182	1.6	7063	1.
1.67	1.3676	1.3894	1.4125	1.4370	1.4632	1.4912	1.5214	1.5539	1.5892	1.6277	1.6	7169	1.
1.68	1.3746	1.3966	1.4198	1.4446	1.4710	1.4993	1.5298	1.5626	1.5983	1.6372	1.6	7274	1.
1.69	1.3816	1.4037	1.4272	1.4522	1.4789	1.5074	1.5382	1.5714	1.6074	1.6467	1.6	7380	1.
1.70	1.3885	1.4109	1.4346	1.4598	1.4867	1.5155	1.5466	1.5801	1.6165	1.6563	1.7	7485	1.
1.71	1.3955	1.4180	1.4419	1.4674	1.4945	1.5236	1.5550	1.5888	1.6256	1.6658	1.7	7591	1.
1.72	1.4025	1.4252	1.4493	1.4750	1.5024	1.5317	1.5633	1.5975	1.6347	1.6753	1.7	7697	1.
1.73	1.4094	1.4323	1.4566	1.4825	1.5102	1.5398	1.5717	1.6062	1.6438	1.6848	1.7	7802	1.
1.74	1.4163	1.4394	1.4640	1.4901	1.5180	1.5479	1.5801	1.6149	1.6528	1.6943	1.7	7908	1.
1.75	1.4233	1.4466	1.4713	1.4976	1.5258	1.5560	1.5885	1.6237	1.6619	1.7038	1.7	8014	1.
1.76	1.4302	1.4537	1.4786	1.5052	1.5336	1.5640	1.5968	1.6324	1.6710	1.7133	1.7	8119	1.
1.77	1.4371	1.4608	1.4859	1.5127	1.5413	1.5721	1.6052	1.6410	1.6801	1.7228	1.7	8225	1.
1.78	1.4440	1.4679	1.4932	1.5202	1.5491	1.5801	1.6135	1.6497	1.6891	1.7323	1.7	8331	1.
1.79	1.4509	1.4749	1.5005	1.5277	1.5569	1.5882	1.6219	1.6584	1.6982	1.7418	1.7	8437	1.
1.80	1.4578	1.4820	1.5078	1.5353	1.5646	1.5962	1.6303	1.6671	1.7073	1.7513	1.8	8543	1.

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0	0.

Таблица 6

0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
1.5985	1.5910	1.6386	1.6924	1.7542	1.8264	1.9130	2.02	2.16	2.25	2.37	1.51
1.5989	1.6021	1.6504	1.7050	1.7678	1.8413	1.9296	2.04	2.18	2.28	2.39	1.52
1.6095	1.6132	1.6622	1.7177	1.7814	1.8563	1.9464	2.06	2.21	2.31	2.43	1.53
1.6200	1.6243	1.6740	1.7303	1.7951	1.8713	1.9632	2.08	2.23	2.33	2.46	1.54
1.6305	1.6354	1.6858	1.7430	1.8089	1.8864	1.9801	2.10	2.25	2.36	2.49	1.55
1.6410	1.6465	1.6976	1.7556	1.8226	1.9015	1.9970	2.12	2.28	2.38	2.52	1.56
1.6515	1.6576	1.7095	1.7684	1.8363	1.9167	2.01	2.14	2.30	2.41	2.56	1.57
1.6620	1.6688	1.7213	1.7811	1.8502	1.9318	2.03	2.16	2.33	2.44	2.59	1.58
1.6726	1.6799	1.7332	1.7938	1.8641	1.9471	2.05	2.18	2.35	3.47	2.63	1.59
1.6831	1.6911	1.7451	1.8066	1.8779	1.9625	2.07	2.20	2.38	2.50	2.66	1.60
1.6936	1.7022	1.7569	1.8194	1.8919	1.9778	2.08	2.22	2.40	2.53	2.69	1.61
1.7042	1.7134	1.7688	1.8322	1.9058	1.9933	2.10	2.24	2.43	2.56	2.73	1.62
1.7147	1.7245	1.7808	1.8450	1.9198	2.01	2.12	2.26	2.45	2.59	2.77	1.63
1.7252	1.7357	1.7927	1.8579	1.9337	2.02	2.14	2.28	2.48	2.62	2.81	1.64
1.7358	1.7469	1.8046	1.8707	1.9478	2.04	2.15	2.30	2.51	2.65	2.85	1.65
1.7463	1.7581	1.8166	1.8836	1.9619	2.06	2.17	2.32	2.53	2.68	2.89	1.66
1.7569	1.7693	1.8285	1.8965	1.9860	2.07	2.19	2.34	2.56	2.72	2.93	1.67
1.7674	1.7805	1.8405	1.9095	1.9901	2.09	2.21	2.36	2.59	2.75	2.97	1.68
1.7780	1.7917	1.8525	1.9224	2.004	2.10	2.22	2.38	2.62	2.78	3.02	1.69
1.7885	1.8029	1.8645	1.9354	2.018	2.12	2.24	2.41	2.64	2.82	3.06	1.70
1.7991	1.8141	1.8765	1.9484	2.033	2.13	2.26	2.43	2.67	2.85	3.11	1.71
1.8097	1.8253	1.8886	1.9614	2.047	2.15	2.28	2.45	2.70	2.88	3.16	1.72
1.8202	1.8366	1.9006	1.9744	2.061	2.17	2.30	2.47	2.73	2.92	3.21	1.73
1.8308	1.8478	1.9127	1.9875	2.075	2.18	2.32	2.49	2.76	2.96	3.26	1.74
1.8414	1.8591	1.9247	2.001	2.089	2.20	2.34	2.52	2.79	2.99	3.32	1.75
1.8519	1.8703	1.9368	2.014	2.104	2.21	2.35	2.54	2.82	3.03	3.37	1.76
1.8625	1.8816	1.9489	2.027	2.119	2.23	2.37	2.56	2.85	3.07	3.43	1.77
1.8731	1.8929	1.9610	2.040	2.133	2.25	2.39	2.58	2.88	3.11	3.49	1.78
1.8837	1.9041	1.9731	2.053	2.147	2.26	2.41	2.61	2.91	3.15	3.55	1.79
1.8943	1.9154	1.9852	2.066	2.162	2.28	2.43	2.63	2.94	3.19	3.62	1.80

0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0	0.10
1.81	1.4647	1.4891	1.5151	1.5428	1.5724	1.6042	1.6386	1.6758	1.7163	1.7608	1.81	1.8649
1.82	1.4715	1.4961	1.5223	1.5503	1.5801	1.6122	1.6469	1.6844	1.7254	1.7703	1.82	1.8754
1.83	1.4784	1.5032	1.5296	1.5577	1.5879	1.6203	1.6552	1.6931	1.7344	1.7798	1.83	1.8860
1.84	1.4852	1.5102	1.5368	1.5652	1.5956	1.6283	1.6635	1.7018	1.7435	1.7893	1.84	1.8966
1.85	1.4921	1.5173	1.5441	1.5727	1.6033	1.6363	1.6718	1.7104	1.7525	1.7988	1.85	1.9072
1.86	1.4989	1.5243	1.5513	1.5802	1.6111	1.6443	1.6801	1.7191	1.7616	1.8083	1.86	1.9178
1.87	1.5057	1.5313	1.5585	1.5876	1.6188	1.6522	1.6884	1.7277	1.7706	1.8178	1.87	1.9285
1.88	1.5125	1.5383	1.5658	1.5951	1.6265	1.6602	1.6967	1.7363	1.7796	1.8272	1.88	1.9390
1.89	1.5193	1.5453	1.5730	1.6025	1.6341	1.6682	1.7050	1.7450	1.7887	1.8367	1.89	1.9497
1.90	1.5261	1.5523	1.5802	1.6101	1.6418	1.6762	1.7133	1.7536	1.7977	1.8462	1.90	1.9603
1.91	1.5329	1.5593	1.5874	1.6174	1.6495	1.6841	1.7216	1.7622	1.8067	1.8557	1.91	1.9709
1.92	1.5397	1.5663	1.5946	1.6248	1.6572	1.6921	1.7298	1.7708	1.8157	1.8651	1.92	1.9815
1.93	1.5465	1.5732	1.6017	1.6322	1.6648	1.7000	1.7381	1.7795	1.8247	1.8746	1.93	1.9921
1.94	1.5532	1.5802	1.6089	1.6396	1.6725	1.7080	1.7463	1.7881	1.8337	1.8841	1.94	2.003
1.95	1.5600	1.5871	1.6161	1.6470	1.6802	1.7159	1.7546	1.7967	1.8427	1.8935	1.95	2.013
1.96	1.5667	1.5941	1.6232	1.6544	1.6878	1.7238	1.7628	1.8053	1.8518	1.9030	1.96	2.024
1.97	1.5735	1.6010	1.6304	1.6618	1.6954	1.7318	1.7711	1.8139	1.8608	1.9125	1.97	2.034
1.98	1.5802	1.6079	1.6375	1.6691	1.7031	1.7397	1.7793	1.8225	1.8697	1.9219	1.98	2.045
1.99	1.5869	1.6149	1.6446	1.6765	1.7107	1.7476	1.7875	1.8311	1.8787	1.9314	1.99	2.055
2.0	1.5936	1.6218	1.6518	1.6839	1.7183	1.7555	1.7958	1.8396	1.8877	1.9408	2.00	2.067
2.1	1.6604	1.6905	1.7226	1.7571	1.7942	1.8342	1.8777	1.9252	1.9774	2.035	2.10	2.173
2.2	1.7264	1.7585	1.7928	1.8296	1.8694	1.9123	1.9591	2.011	2.067	2.130	2.20	2.280
2.3	1.7916	1.8258	1.8623	1.9016	1.9440	1.9899	2.040	2.095	2.156	2.224	2.30	2.387
2.4	1.8562	1.8924	1.9312	1.9729	2.018	2.067	2.121	2.179	2.245	2.318	2.40	2.494
2.5	1.9203	1.9584	1.9994	2.044	2.091	2.144	2.201	2.263	2.333	2.411	2.50	2.602
2.6	1.9836	2.024	2.067	2.114	2.165	2.220	2.280	2.347	2.421	2.505	2.60	2.710
2.7	2.047	2.089	2.135	2.184	2.237	2.295	2.359	2.430	2.509	2.598	2.70	2.818
2.8	2.109	2.153	2.202	2.253	2.309	2.370	2.438	2.513	2.597	2.692	2.80	2.926
2.9	2.170	2.217	2.267	2.322	2.381	2.445	2.517	2.596	2.684	2.785	2.90	3.034
3.0	2.231	2.280	2.333	2.390	2.452	2.520	2.595	2.678	2.772	2.878	3.00	3.143
m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0	0.10

Таблица 7

0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
1.8649	1.9267	1.9974	2.079	2.176	2.30	2.45	2.66	2.98	3.24	3.68	1.81
1.8754	1.9380	2.009	2.092	2.191	2.31	2.47	2.68	3.01	3.28	3.75	1.82
1.8860	1.9493	2.022	2.106	2.206	2.33	2.49	2.70	3.04	3.32	3.83	1.83
1.8966	1.9606	2.034	2.119	2.221	2.35	2.51	2.73	3.08	3.37	3.91	1.84
1.9072	1.9719	2.046	2.132	2.235	2.36	2.53	2.75	3.11	3.41	3.99	1.85
1.9178	1.9833	2.058	2.146	2.250	2.38	2.55	2.78	3.15	3.46	4.08	1.86
1.9285	1.9946	2.070	2.159	2.265	2.40	2.56	2.80	3.18	3.51	4.18	1.87
1.9390	2.006	2.082	2.172	2.279	2.41	2.58	2.83	3.22	3.56	4.28	1.88
1.9497	2.017	2.095	2.185	2.294	2.43	2.60	2.85	3.25	3.61	4.39	1.89
1.9603	2.029	2.107	2.199	2.309	2.45	2.62	2.87	3.29	3.66	4.51	1.90
1.9709	2.040	2.119	2.212	2.324	2.46	2.64	2.90	3.33	3.72	4.65	1.91
1.9815	2.051	2.132	2.226	2.339	2.48	2.66	2.93	3.37	3.77	4.79	1.92
1.9921	2.063	2.144	2.239	2.355	2.50	2.68	2.95	3.41	3.83	4.96	1.93
2.003	2.074	2.156	2.253	2.369	2.51	2.71	2.98	3.44	3.89	5.15	1.94
2.013	2.085	2.168	2.266	2.384	2.53	2.73	3.00	3.48	3.95	5.37	1.95
2.024	2.096	2.181	2.279	2.398	2.55	2.75	3.03	3.53	4.01	5.65	1.96
2.034	2.108	2.193	2.292	2.414	2.57	2.77	3.06	3.57	4.07	5.99	1.97
2.045	2.120	2.206	2.307	2.429	2.58	2.79	3.08	3.61	4.14	6.47	1.98
2.055	2.131	2.218	2.320	2.444	2.60	2.81	3.11	3.65	4.21	7.28	1.99
2.067	2.142	2.230	2.334	2.459	2.62	2.83	3.14	3.69	4.28	—	2.00
2.073	2.257	2.354	2.471	2.613	2.80	3.04	3.42	4.17	5.15	—	2.1
2.080	2.372	2.480	2.610	2.770	2.98	3.27	3.73	4.75	6.40	—	2.2
2.087	2.488	2.607	2.750	2.930	3.17	3.51	4.07	5.43	8.09	—	2.3
2.094	2.604	2.734	2.893	3.093	3.36	3.75	4.43	6.22	10.02	—	2.4
2.102	2.721	2.863	3.037	3.260	3.56	4.01	4.82	7.11	12.00	—	2.5
2.110	2.838	2.992	3.183	3.430	3.77	4.28	5.23	8.05	14.00	—	2.6
2.118	2.956	3.123	3.331	3.602	3.98	4.56	5.66	9.02	16.00	—	2.7
2.126	3.074	3.255	3.481	3.777	4.19	4.85	6.11	10.01	18.00	—	2.8
2.134	3.193	3.387	3.632	3.954	4.41	5.14	6.57	11.00	20.00	—	2.9
2.143	3.313	3.521	3.784	4.134	4.64	5.44	7.05	12.00	22.00	—	3.0
0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.0
3.1	2.292	2.343	2.398	2.458	2.523	2.594	2.672	2.760	2.859	2.971	3.10
3.2	2.353	2.406	2.463	2.525	2.593	2.667	2.750	2.842	2.946	3.064	3.20
3.3	2.413	2.468	2.528	2.592	2.663	2.741	2.827	2.923	3.032	3.156	3.30
3.4	2.472	2.530	2.591	2.659	2.733	2.814	2.904	3.005	3.119	3.249	3.40
3.5	2.531	2.591	2.654	2.725	2.802	2.886	2.980	3.086	3.205	3.341	3.50
3.6	2.590	2.652	2.718	2.791	2.871	2.959	3.057	3.166	3.291	3.434	3.60
3.7	2.648	2.712	2.781	2.857	2.939	3.031	3.133	3.247	3.377	3.526	3.70
3.8	2.707	2.772	2.844	2.922	3.008	3.103	3.209	3.328	3.463	3.618	3.80
3.9	2.764	2.832	2.907	2.987	3.076	3.174	3.284	3.408	3.548	3.710	3.90
4.0	2.822	2.892	2.968	3.052	3.144	3.246	3.359	3.488	3.634	3.802	4.00
4.1	2.879	2.951	3.030	3.116	3.212	3.317	3.435	3.568	3.719	3.894	4.10
4.2	2.936	3.010	3.092	3.181	3.279	3.388	3.510	3.647	3.805	3.986	4.20
4.3	2.992	3.069	3.153	3.245	3.346	3.458	3.584	3.727	3.890	4.078	4.30
4.4	3.048	3.128	3.214	3.309	3.413	3.529	3.659	3.806	3.975	4.170	4.40
4.5	3.104	3.186	3.274	3.372	3.480	3.599	3.734	3.885	4.060	4.262	4.50
4.6	3.160	3.244	3.335	3.435	3.546	3.669	3.808	3.965	4.144	4.353	4.60
4.7	3.215	3.302	3.395	3.498	3.613	3.739	3.882	4.044	4.229	4.445	4.70
4.8	3.271	3.359	3.455	3.561	3.679	3.809	3.956	4.123	4.314	4.537	4.80
4.9	3.326	3.417	3.516	3.624	3.745	3.879	4.030	4.201	4.398	4.628	4.90
5.0	3.381	3.474	3.575	3.687	3.810	3.948	4.104	4.280	4.483	4.720	5.00
5.1	3.436	3.531	3.635	3.749	3.876	4.018	4.177	4.359	4.567	4.811	5.10
5.2	3.490	3.588	3.694	3.812	3.942	4.087	4.251	4.437	4.652	4.902	5.20
5.3	3.545	3.644	3.753	3.873	4.007	4.156	4.324	4.515	4.736	4.994	5.30
5.4	3.599	3.701	3.812	3.936	4.072	4.225	4.397	4.594	4.820	5.09	5.40
5.5	3.653	3.757	3.871	3.997	4.137	4.294	4.470	4.672	4.904	5.18	5.50
5.6	3.707	3.813	3.931	4.059	4.202	4.362	4.544	4.750	4.989	5.27	5.60
5.7	3.760	3.869	3.989	4.121	4.267	4.431	4.617	4.828	5.07	5.36	5.70
5.8	3.814	3.925	4.047	4.182	4.332	4.500	4.689	4.906	5.16	5.45	5.80
5.9	3.867	3.981	4.106	4.243	4.396	4.568	4.762	4.984	5.24	5.54	5.90
6.0	3.921	4.037	4.164	4.305	4.461	4.636	4.835	5.06	5.33	5.63	6.00

m'_{xz} \ K	.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10

Таблица 8

0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
3.251	3.432	3.655	3.938	4.317	4.863	5.75	7.53	13.00	24.00	—	3.1
3.360	3.552	3.789	4.092	4.501	5.09	6.07	8.02	14.00	26.00	—	3.2
3.469	3.673	3.925	4.249	4.687	5.33	6.38	8.51	15.00	28.00	—	3.3
3.578	3.894	4.061	4.406	4.875	5.56	6.71	9.01	16.00	30.00	—	3.4
3.689	3.915	4.198	4.564	5.06	5.80	7.03	9.51	17.00	32.00	—	3.5
3.797	4.036	4.335	4.723	5.26	6.04	7.36	10.00	18.00	34.00	—	3.6
3.907	4.158	4.473	4.883	5.45	6.29	7.68	10.50	19.00	36.00	—	3.7
4.016	4.280	4.611	5.04	5.64	6.53	8.01	11.00	20.00	38.00	—	3.8
4.126	4.402	4.750	5.21	5.83	6.77	8.34	11.50	21.00	40.00	—	3.9
4.236	4.525	4.889	5.37	6.03	7.02	8.67	12.01	22.00	42.00	—	4.0
4.346	4.648	5.03	5.53	6.23	7.27	9.01	12.50	23.00	44.00	—	4.1
4.456	4.770	5.17	5.69	6.42	7.51	9.34	13.00	24.00	46.00	—	4.2
4.566	4.893	5.31	5.86	6.62	7.76	9.67	13.50	25.00	48.00	—	4.3
4.676	5.02	5.45	6.02	6.82	8.01	10.00	14.00	26.00	50.00	—	4.4
4.787	5.14	5.59	6.18	7.01	8.26	10.34	14.50	27.00	52.00	—	4.5
4.897	5.26	5.73	6.35	7.21	8.51	10.67	15.00	28.00	54.00	—	4.6
5.01	5.39	5.87	6.51	7.41	8.75	11.00	15.50	29.00	56.00	—	4.7
5.12	5.51	6.01	6.68	7.61	9.00	11.33	16.00	30.00	58.00	—	4.8
5.23	5.64	6.15	6.84	7.81	9.25	11.67	16.50	31.00	60.00	—	4.9
5.34	5.76	6.30	7.01	8.01	9.50	12.00	17.00	32.00	62.00	—	5.0
5.45	5.88	6.44	7.17	8.20	9.75	12.33	17.50	33.00	64.00	—	5.1
5.56	6.01	6.58	7.34	8.40	10.00	12.66	18.00	34.00	66.00	—	5.2
5.67	6.13	6.72	7.51	8.60	10.25	12.99	18.50	35.00	68.00	—	5.3
5.78	6.26	6.86	7.67	8.80	10.50	13.33	19.00	36.00	70.00	—	5.4
5.89	6.38	7.01	7.84	9.00	10.75	13.66	19.50	37.00	72.00	—	5.5
5.99	6.51	7.15	8.00	9.20	11.00	13.99	20.00	38.00	74.00	—	5.6
6.11	6.63	7.29	8.17	9.40	11.25	14.33	20.50	39.00	76.00	—	5.7
6.22	6.75	7.43	8.34	9.60	11.50	14.66	21.00	40.00	78.00	—	5.8
6.33	6.88	7.57	8.50	9.80	11.75	14.99	21.50	41.00	80.00	—	5.9
6.45	7.00	7.72	8.67	10.00	12.00	15.33	22.00	42.00	82.00	—	6.0
10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

$m'_x z$ \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.00
6.1	3.974	4.092	4.222	4.366	4.525	4.705	4.908	5.14	5.41	5.72	6.[illegible]56
6.2	4.027	4.147	4.280	4.427	4.590	4.773	4.980	5.22	5.49	5.82	6.[illegible]47
6.3	4.080	4.203	4.338	4.487	4.654	4.841	5.05	5.30	5.58	5.91	6.[illegible]38
6.4	4.133	4.258	4.396	4.548	4.718	4.909	5.13	5.37	5.66	6.00	6.[illegible]29
6.5	4.185	4.313	4.453	4.609	4.782	4.977	5.20	5.45	5.74	6.09	6.[illegible]20
6.6	4.238	4.368	4.511	4.669	4.846	5.05	5.27	5.53	5.83	6.18	6.[illegible]11
6.7	4.290	4.423	4.569	4.730	4.910	5.11	5.34	5.61	5.91	6.27	6.[illegible]02
6.8	4.343	4.478	4.626	4.790	4.974	5.18	5.42	5.68	6.00	6.36	6.[illegible]93
6.9	4.395	4.532	4.683	4.851	5.04	5.25	5.49	5.76	6.08	6.45	6.[illegible]84
7.0	4.447	4.587	4.741	4.911	5.10	5.32	5.56	5.84	6.16	6.54	7.[illegible]56
7.1	4.499	4.641	4.798	4.971	5.17	5.38	5.63	5.92	6.25	6.64	7.[illegible]67
7.2	4.551	4.696	4.855	5.03	5.23	5.45	5.70	5.99	6.33	6.73	7.[illegible]78
7.3	4.604	4.750	4.912	5.09	5.29	5.52	5.78	6.07	6.41	6.82	7.[illegible]89
7.4	4.655	4.805	4.969	5.15	5.36	5.59	5.85	6.15	6.50	6.91	7.[illegible]90
7.5	4.707	4.859	5.03	5.21	5.42	5.65	5.92	6.23	6.58	7.00	7.[illegible]11
7.6	4.759	4.913	5.08	5.27	5.48	5.72	5.99	6.30	6.66	7.09	7.[illegible]22
7.7	4.811	4.967	5.14	5.33	5.55	5.79	6.06	6.38	6.75	7.18	7.[illegible]33
7.8	4.862	5.02	5.20	5.39	5.61	5.86	6.14	6.46	6.83	7.27	7.[illegible]45
7.9	4.914	5.08	5.25	5.45	5.67	5.92	6.21	6.53	6.91	7.36	7.[illegible]56
8.0	4.965	5.13	5.31	5.51	5.74	5.99	6.28	6.61	7.00	7.45	7.[illegible]67
8.1	5.02	5.18	5.37	5.57	5.80	6.06	6.35	6.69	7.08	7.55	7.[illegible]78
8.2	5.07	5.24	5.42	5.63	5.86	6.12	6.42	6.77	7.17	7.64	7.[illegible]89
8.3	5.12	5.29	5.48	5.69	5.93	6.19	6.49	6.84	7.25	7.73	7.[illegible]90
8.4	5.17	5.34	5.54	5.75	5.99	6.26	6.57	6.92	7.33	7.82	7.[illegible]91
8.5	5.22	5.40	5.59	5.81	6.05	6.33	6.64	7.00	7.42	7.91	7.[illegible]92
8.6	5.27	5.45	5.65	5.87	6.12	6.39	6.71	7.07	7.50	8.00	8.[illegible]93
8.7	5.32	5.51	5.71	5.93	6.18	6.46	6.78	7.15	7.58	8.09	8.[illegible]95
8.8	5.38	5.56	5.76	5.99	6.24	6.53	6.85	7.23	7.67	8.18	8.[illegible]96
8.9	5.43	5.61	5.82	6.05	6.30	6.59	6.93	7.31	7.75	8.27	8.[illegible]97
9.0	5.48	5.67	5.87	6.11	6.37	6.66	7.00	7.38	7.83	8.36	8.[illegible]98

$m_x'z$ \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10	0.00	0.20

Таблица 9

	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
	7.13	7.86	8.84	10.20	12.25	15.66	22.50	43.00	84.00	—	6.1
	7.25	8.00	9.00	10.40	12.50	15.99	23.00	44.00	86.00	—	6.2
	7.38	8.15	9.17	10.60	12.75	16.33	23.50	45.00	88.00	—	6.3
	7.50	8.29	9.33	10.80	13.00	16.66	24.00	46.00	90.00	—	6.4
	7.63	8.43	9.50	11.00	13.25	16.99	24.50	47.00	92.00	—	6.5
	7.75	8.57	9.67	11.20	13.50	17.33	25.00	48.00	94.00	—	6.6
	7.88	8.72	9 83	11.40	13.75	17.66	25.50	49.00	96.00	—	6.7
	8.00	8.86	10.00	11.60	14.00	17.99	26.00	50.00	98.00	—	6.8
	8.13	9.00	10.17	11.80	14.25	18.33	26.50	51.00	100.00	—	6.9
	8.25	9.14	10.33	12.00	14.50	18.66	27.00	52.00	102.00	—	7.0
	8.38	9.29	10.50	12.20	14.75	18.99	27.50	53.00	104.00	—	7.1
	8.50	9.43	10.67	12.40	15.00	19.33	28.00	54.00	106.00	—	7.2
	8.63	9.57	10.83	12.60	15.25	19.66	28.50	55.00	108.00	—	7.3
	8.75	9.72	11.00	12.80	15.50	19.99	29.00	56.00	110.00	—	7.4
	8.88	9.86	11.17	13.00	15.75	20.33	29.50	57.00	112.00	—	7.5
	9.00	10.00	11.33	13.20	16.00	20.66	30.00	58.00	114.00	—	7.6
	9.13	10.14	11.50	13.40	16.25	20.99	30.50	59.00	116.00	—	7.7
	9.25	10.29	11.67	13.60	16.50	21.33	31.00	60.00	118.00	—	7.8
	9.38	10.43	11.83	13.80	16.75	21 66	31.50	61.00	120.00	—	7.9
	9.50	10.57	12.00	14.00	17.00	21.99	32.00	62.00	122.00	—	8.0
	9.63	10.71	12.16	14.20	17 25	22.33	32.50	63.00	124.00	—	8.1
	9.75	10.86	12.33	14.40	17.50	22.66	33.00	64.00	126.00	—	8.2
	9.88	11.00	12.50	14.60	17.75	22.99	33.50	65.00	128.00	—	8.3
	10.00	11.14	12.66	14.80	18.00	23.33	34.00	66.00	130.00	—	8.4
	10.13	11.29	12.83	15.00	18 25	23.66	34.50	67.00	132.00	—	8.5
	10.25	11.43	13.00	15.20	18.50	23.99	35.00	68.00	134.00	—	8.6
	10.38	11.57	13.16	15.40	18.75	24.33	35.50	69.00	136.00	—	8.7
	10.50	11.71	13.33	15.60	19.00	24.66	36.00	70.00	138.00	—	8.8
	10.63	11.86	13.50	15.80	19.25	24.99	36.50	71.00	140.00	—	8.9
	10.75	12.00	13.66	16.00	19.50	25.33	37.00	72.00	142.00	—	9.0

	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	m'_{xz} / K

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10
9.1	5.53	5.72	5.93	6.17	6.43	6.73	7.07	7.46	7.92	8.45
9.2	5.58	5.77	5.99	6.23	6.49	6.80	7.14	7.54	8.00	8.55
9.3	5.63	5.83	6.04	6.28	6.56	6.86	7.21	7.61	8.08	8.64
9.4	5.68	5.88	6.10	6.34	6.62	6.93	7.28	7.69	8.17	8.73
9.5	5.73	5.93	6.16	6.40	6.68	7.00	7.35	7.77	8.25	8.82
9.6	5.78	5.99	6.21	6.46	6.74	7.06	7.43	7.85	8.33	8.91
9.7	5.83	6.04	6.27	6.52	6.81	7.13	7.50	7.92	8.42	9.00
9.8	5.88	6.09	6.32	6.58	6.87	7.20	7.57	8.00	8.50	9.09
9.9	5.93	6.15	6.38	6.64	6.93	7.26	7.64	8.08	8.58	9.18
10.0	5.99	6.20	6.44	6.70	7.00	7.33	7.71	8.15	8.67	9.27
10.1	6.04	6.25	6.49	6.76	7.06	7.40	7.78	8.23	8.75	9.36
10.2	6.09	6.31	6.55	6.82	7.12	7.46	7.86	8.31	8.83	9.45
10.3	6.14	6.36	6.60	6.88	7.18	7.53	7.93	8.38	8.92	9.55
10.4	6.19	6.41	6.66	6.94	7.25	7.60	8.00	8.46	9.00	9.64
10.5	6.24	6.46	6.72	7.00	7.31	7.66	8.07	8.54	9.08	9.73
10.6	6.29	6.52	6.77	7.05	7.37	7.73	8.14	8.62	9.17	9.82
10.7	6.34	6.57	6.83	7.11	7.43	7.80	8.21	8.69	9.25	9.91
10.8	6.39	6.62	6.88	7.17	7.50	7.87	8.29	8.78	9.33	10.00
10.9	6.44	6.68	6.94	7.23	7.56	7.93	8.36	8.86	9.42	10.09
11.0	6.49	6.73	6.99	7.29	7.62	8.00	8.43	8.92	9.50	10.18
11.1	6.54	6.78	7.05	7.35	7.69	8.07	8.50	9.00	9.58	10.27
11.2	6.59	6.84	7.11	7.41	7.75	8.13	8.57	9.08	9.67	10.36
11.3	6.64	6.89	7.16	7.47	7.81	8.20	8.64	9.15	9.75	10.46
11.4	6.69	6.94	7.22	7.53	7.87	8.27	8.71	9.23	9.83	10.55
11.5	6.74	6.99	7.27	7.59	7.94	8.33	8.79	9.31	9.92	10.64
11.6	6.79	7.05	7.33	7.64	8.00	8.40	8.86	9.38	10.00	10.73
11.7	6.84	7.10	7.39	7.70	8.06	8.47	8.93	9.46	10.08	10.82
11.8	6.89	7.15	7.44	7.76	8.12	8.53	9.00	9.54	10.17	10.91
11.9	6.94	7.21	7.50	7.82	8.19	8.60	9.07	9.62	10.25	11.00
12.0	6.99	7.26	7.55	7.88	8.25	8.67	9.14	9.69	10.33	11.09

m'_{xz} \ K	−1.00	−0.90	−0.80	−0.70	−0.60	−0.50	−0.40	−0.30	−0.20	−0.10

Таблица 10

	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}
9.1	10.88	12.14	13.83	16.20	19.75	25.66	37.50	73.00	144.00	—	9.1
9.2	11.00	12.28	14.00	16.40	20.00	25.99	38.00	74.00	146.00	—	9.2
9.3	11.13	12.42	14.16	16.60	20.25	26.33	38.50	75.00	148.00	—	9.3
9.4	11.25	12.57	14.33	16.80	20.50	26.66	39.00	76.00	150.00	—	9.4
9.5	11.38	12.71	14.50	17.00	20.75	26.99	30.50	77.00	152.00	—	9.5
9.6	11.50	12.85	14.66	17.20	21.00	27.33	40.00	78.00	154.00	—	9.6
9.7	11.63	13.00	14.83	17.40	21.25	27.66	40.50	79.00	156.00	—	9.7
9.8	11.75	13.14	15.00	17.60	21.50	27.99	41.00	80.00	158.00	—	9.8
9.9	11.88	13.28	15.16	17.80	21.75	28.33	41.50	81.00	160.00	—	9.9
10.0	12.00	13.42	15.33	18.00	22.00	28.66	42.00	82.00	162.00	—	10.0
10.1	12.12	13.57	15.50	18.20	22.25	28.99	42.50	83.00	164.00	—	10.1
10.2	12.25	13.71	15.66	18.40	22.50	29.33	43.00	84.00	166.00	—	10.2
10.3	12.37	13.85	15.83	18.60	22.75	29.66	43.50	85.00	168.00	—	10.3
10.4	12.50	14.00	16.00	18.80	23.00	29.99	44.00	86.00	170.00	—	10.4
10,5	12.62	14.14	16.16	19.00	23.25	30.33	44.50	87.00	172.00	—	10,5
10.6	12.75	14.28	16.33	19.20	23.50	30.66	45.00	88.00	174.00	—	10.6
10,7	12.87	14.42	16.50	19.40	23.75	30.99	45.50	89.00	176.00	—	10,7
10.8	13.00	14.57	16.66	19.60	24.00	31.33	46.00	90.00	178.00	—	10.8
10.9	13.12	14.61	16.83	19.80	24.25	31.66	46.50	91.00	180.00	—	10.9
11.0	13.25	14.85	17.00	20.00	24.50	31.99	47.00	92.00	182.00	—	11.0
11.1	13.37	15.00	17.16	20.20	24.75	32.33	47.50	93.00	184.00	—	11.1
11.2	13.50	15.14	17.33	20.40	25.00	32.66	48.00	94.00	186.00	—	11.2
11.3	13.62	15.28	17.50	20.60	23.25	32.99	48.50	95.00	188.00	—	11.3
11.4	13.75	15.42	17.66	20.80	25.50	33.33	49.00	96.00	190.00	—	11.4
11.5	13.87	15.57	17.83	21.00	25.75	33.66	49.50	97.00	192.00	—	11.5
11.6	14.00	15.71	18.00	21.20	26.00	33.99	50.00	98.00	194.00	—	11.6
11.7	14.12	15.85	18.16	21.40	26.25	34.33	50.50	99.00	196.00	—	11.7
11.8	14.25	16.00	18.33	21.60	26.50	34.66	51.00	100.00	198.00	—	11.8
11.9	14.37	16.14	18.50	21.80	26.75	34.99	51.50	101.00	200.00	—	11.9
12.0	14.50	16.28	18.66	22.00	27.00	35.33	52.00	102.00	202.00	—	12.0
	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90	0.95	1.00	K / m'_{xz}

АКАДЕМИЯ НАУК СССР
1933 · ТРУДЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКОГО ИНСТИТУТА · ТОМ I

В. В. ПАЕВСКИЙ и А. П. ЯХОНТОВ

О ПРИМЕНЕНИИ АНАМНЕСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ В ДЕМОГРАФИИ

I. ВВЕДЕНИЕ

Наименование „анамнестический метод" в последие годы нередко присваивается одному из приемов статистического наблюдения. Метод имеет применение в тех областях статистики, где объектом наблюдения бывает человек, и, как показывает уже самое наименование, связан с собиранием сведений о прошлом.

Наименование метода произошло от употребляемого в медицине термина — анамнез. Анамнез означает „сообщение больного или окружающего его лиц о предшествовавших данному заболеванию условиях жизни и всей истории болезни" (*24*),[1] или, в иных словах, „анамнез это медицинская биография больного, изложенная по периодам жизни" (*24*).

Присвоение методу названия „анамнестический" делает, следовательно, ударение на характерном для метода моменте получения сведений путем опроса о прошлом, по воспоминаниям (греческое слово ἡ ἀνάμνησις значит воспоминание).

Следует отметить, что термин „анамнестический" не употребляется неизменно во всех печатных работах, в которых говорится о применении метода. Ниже будет употребляться преимущественно этот термин, так как другие термины, встречающиеся наряду с термином „анамнестический метод", или являются более узкими по содержанию („метод братьев и сестер") (*14*), или, вообще, очень мало выражают содержание сущности метода („метод собирания данных по опросу населения" (*3*), „метод, предложенный д-ром Баткисом" (*7*) и др.). За употребление термина „анамнестический метод" говорит и то, что в статьях, посвященных обоснованию и разъяснению метода, впервые вводивших его в литературу, он именуется анамнестическим (*1*). Другой вопрос, конечно, вполне ли соответствует наименование метода его содержанию, дается ли названием

[1] Цифры в скобках курсивом указывают на №№ списка литературы, приложенного в конце статьи.

необходимая сжатая, но адэкватная характеристика метода. Этот вопрос может быть разрешен только по уяснении всех свойств и тех особенностей метода, которые отличают его от других методов статистического наблюдения.

В СССР первое применение метода в том понимании, какое ему дается в настоящей работе, относится к послереволюционному времени.[1] Многие темы, поставленные после революции в области углубленного изучения народно-хозяйственных процессов и человека, как основной и первой цели этих процессов, нередко оставались недостаточно развитыми или даже совсем не изучались из-за недостатка необходимых статистических материалов. И если удавалось получить некоторые, не всегда доброкачественные, материалы, относящиеся к современному состоянию изучаемого явления, то развитие явления в прошлом оставалось статистически совершенно неосвещенным. Изучать же явление, не зная его развития, не только трудно и неправильно, но иногда и просто невозможно.

Так, после революции получил совершенное иное, чем прежде, содержание вопрос о судьбе так называемых малых народностей. Постоянное длительное замедление прироста населения, или, в некоторых случаях, даже прямое убывание численности населения в дореволюционной России было отмечено в отношении многих народностей (остяки, мари, вогулы, буряты, калмыки, камчадалы, гиляки, алеуты, тунгусы и др.). Но изучение процессов „угасания" этих народностей не получало соответствующего теме объема и значения. Нередко изучение извращалось великодержавными установками, заранее определявшими явление „вырождения" народности. Большинство же работ, посвященных этому вопросу, не находило полного и убедительного ответа, так как самые приемы изучения и методика исследования не давали часто даже возможности правильного разрешения вопроса. Не ставилось цели изучить проблему воспроизводства населения, а производилось только сопоставление имевшихся за различные годы сведений о численности той или иной народности. С. Патканов в часто цитируемой книге „О приросте инородческого населения Сибири" (изд. 1911) (*17*) собрал богатый статистический материал „для освещения вопроса о вымирании первобытных племен". С. Патканов использовал данные периодических учетов населения — ревизий, производившихся довольно регулярно с первой четверти XVIII в.,

[1] Как будет ясно из дальнейшего изложения, настоящая работа понимает термин „анамнестический метод" очень ограничительно. В понятие „анамнестический метод" включаются только те приемы статистического изучения, которые полностью удовлетворяют специфическим требованиям метода. Поэтому, в работе строго различаются статистические исследования, проведенные по анамнестическому методу, и те исследования, которые хотя и применяли собирание материалов путем опроса о прошлом по воспоминаниям, или путем выборки из относившихся к прошлому документов, но не пользовались анамнестическим методом в его специфической форме. Исследования второго рода остаются вне поля зрения настоящей работы, и упоминание их в тексте носит исключительно иллюстративный характер.

использовал архивные материалы и данные переписи 1897 г. „В нашем распоряжении таким образом", пишет он, „имеются более или менее точные статистические данные о численности инородческого населения Сибири за огромный период времени в 80—100, в некоторых случаях даже в 120 и более лет". Сопоставляя численность отдельных народностей на различные даты, С. Патканов делает заключение о приросте или убыли населения, о „вымирании" или о благоприятных тенденциях роста. Такого типа работы очень часты. Перепись населения 1926 г. дала новый материал о численности отдельных народностей, т. е. дала возможность продолжить сопоставление (*10*). Но, очевидно, что простое установление факта убыли населения не говорит еще об „угасании", „вырождении" данной народности. Убыль населения может быть результатом очень многих причин — денационализации, смешения или ассимиляции с соседними народностями, миграции, выселения, превышения смертности над рождаемостью, причем последняя причина, в свою очередь, может быть следствием или понижения плодовитости и, следовательно, уменьшения числа рождений, или особенно сильной смертности (чаще всего детской), или, наконец, следствием исторически сложившейся неблагоприятной возрастно-половой структуры населения, когда численность женщин в производительном возрасте слишком мала, чтобы воспроизводство населения происходило нормально.

Все эти причины оставались невыясненными при простом сопоставлении численности населения отдельных народностей. Оставались в стороне, не получая никакого прямого освещения, и причины, влияющие на „угасание" народности. Только косвенными рассуждениями удавалось поставить в связь факт уменьшения населения с условиями экономического, физиологического и другого характера.

Зависимость различных элементов естественного движения населения от условий экономических, культурно-бытовых и физико-географических не подлежит сомнению (*12, 22*). Влияние этих условий обычно сильнее, чем влияние национальных различий. Наиболее же сильным фактором являются условия культурно-экономические, которые ясно сказываются даже внутри одного и того же племени (*22*).

Перед современным исследованием встала трудная задача — получения материала для характеристики всего комплекса вопросов. Необходим был материал в той именно форме и того содержания, которые требовались исследованием. Материал должен был осветить не только современное состояние, но и дать динамическую характеристику вопросов.

Но ретроспективное изучение наталкивалось на скудость материала. Отсутствие достаточного интереса к проблеме делало крайне бедными официальные источники. Так, регистрация актов гражданского состояния, как правило, дающая необходимый и точный материал для характеристики основных демографических процессов (рождаемость, смертность, брачность), и в настоящее время еще не вполне налажена во всех местностях

Союза ССР; материалы же о прошлом иногда совершенно отсутствуют. В отчетах многих экспедиций, ставивших в числе своих задач и задачи демографических исследований, имеются замечания о „скудости демографического материала", который удавалось собрать.

Данные о прошлом, выбираемые из метрических книг, исповедных записей, церковных архивов и прочих источников, страдают большими пробелами и дефектами. Так, И. И. Майнов (*12*), говоря об якутском населении, перечисляет ряд вопросов, которые „до настоящего времени остаются или слишком слабо освещены или даже совершенно открыты: а) изменение рождаемости по годам, географическим районам, по полам, б) различия смертности по географическим районам, по полам, по возрастным группам, в) о совпадении или несовпадении годов демографически наиболее благоприятных или неблагоприятных с годами наиболее или наименее благополучными в хозяйственном отношении и г) о размерах и характере внутренних перемен в якутском населении".

Таким образом, и современное состояние процессов воспроизводства населения, и особенно развитие их в прошлом, и связь этих процессов с факторами географическими, экономическими, культурно-бытовыми в отношении многих народностей оставались до последнего времени неизученными из-за отсутствия материалов. Экспедиционная деятельность, очень широко развернувшаяся в последние годы, только в незначительной мере включала в круг своих задач демографические исследования. Происходило это не столько от недостатка интереса к проблемам такого рода, сколько, вероятно, от недостатка научно-разработанных методов исследования.[1]

Под воздействием всех этих причин — почти полного отсутствия статистических данных, позволяющих правильно поставить изучение вопроса об „угасании малых народностей", неимения методики собирания материала по демографии этих народностей в условиях экспедиционной деятельности — создавался метод, получивший наименование анамнестического.

Метод имел целью дать не только возможность получить материал, характеризующий развитие явления, без чего немыслимо никакое исследование, но и самое получение материала о прошлом подчинить требованиям современного исследователя.

Метод, следовательно, преодолевал затруднения, выражавшиеся в отсутствии материала о прошлом, и создавал приемы изучения прошлого по программе и установкам настоящего времени.

Такова вкратце история возникновения анамнестического метода. Наименование метода отразило историю и причины его возникновения,

[1] Интересно отметить, что в вышедших в свет трех томах очень обстоятельной Сибирской энциклопедии есть статьи, посвященные антропологическим, геологическим, гидрологическим и пр. исследованиям, но нет статьи, в которой делалась бы попытка систематизации демографических исследований (*25*).

но дает очень мало для понимания существа метода. Анамнестический метод, будучи по первому поверхностному толкованию методом получения материалов о прошлом, не должен быть принят как метод только собирания материалов. Еще в большей мере, чем в собирании материала, его специфические особенности, определяющие его особое место среди других статистических методов, заключаются в способах обработки материала.

II. О СОБИРАНИИ МАТЕРИАЛА

1. В ближайшем изложении предполагается дать характеристику способов собирания материала при анамнестическом методе по имеющимся в печати описаниям его применения, не выходя за границы обычно встречающегося толкования.[1]

Область применения метода отчасти уже очерчена. Это социальная статистика, статистика санитарная, труда и быта, социального здоровья. Преимущественное значение метод имеет в вопросах демографических, при изучении процессов воспроизводства населения (плодовитость, рождаемость, смертность, брачность).

Основная задача метода тоже отмечена, это — ретроспективное изучение явлений. Процессы воспроизводства населения изучаются в их развитии, а не только в современном состоянии.

Анамнестический метод, изучая явление, наблюдает признаки его не на определенный момент, но накопленное проявление их за целый более или менее длительный отрезок времени.

Организация наблюдения при анамнестическом методе ничем не отличается от обычной организации. Осложняет организацию не самый метод, а те условия, в которых чаще всего метод применяется: экспедиционная работа, производство обследования среди населения мало культурного, нередко необходимость говорить с населением через переводчика.

Специальные вопросы, стоящие в программах обследований, заставляют обычно вести обследования силами если не специалистов, то во всяком случае высококвалифицированных регистраторов. Выработка программы исследования получает при анамнестическом методе особенно ответственное значение. Программа должна быть возможно краткой, так как ответы даются по воспоминанию. Приходится с максимальной осторожностью намечать признаки, подлежащие регистрации, имея в виду соблюдение

---

[1] Замечание такого же рода должно быть сделано и к следующему (III) разделу — об обработке материалов. В обоих разделах изложение стремится, во-первых, дать описание практически применяющихся и в той или иной степени уже оформившихся приемов собирания и обработки материалов, свойственных анамнестическому методу, во-вторых, наметить некоторые общие выводы для оценки имеющейся практики анамнестического метода. ать законченную формулировку, систему приемов и теорию анамнестического метода изложение не имеет цели.

двух условий — краткости и ясности программы, с одной стороны, и такого ее содержания, которое позволяло бы получить о прошлом полный, связный материал, характеризующий как объект наблюдения — человека, так и главнейшие элементы среды и жизненных условий.

Объектом наблюдения обычно является (в производившихся обследованиях) *отдельный человек*. Опросные бланки могут быть как индивидуальными карточками, личными листками, так и в виде посемейных, подворных списков. Причем последняя форма опросного бланка в тех случаях, когда она употребляется, не создается только вследствие технических требований, но связана нередко с существом метода. Посемейный, подворный опрос позволяет часто точнее ограничить совокупность объектов, подлежащих наблюдению.

Анамнестический метод, как всякий статистический метод „имеет дело с изучением коллективов или «совокупностей».

Установление границ изучаемой совокупности зависит от целей исследования. Например, при изучении детской смертности калмыцкого населения такой совокупностью будет калмыцкое население; при изучении зависимости производительной функции женщины от участия женщины в промышленном труде изучаемой совокупностью становятся женщины, занятые в производстве, и т. п.

Очевидно, что условия, в которых имеет обычное применение как метод, так и его основное свойство — опрос о прошлом, побуждают стремиться к возможному сужению совокупности.

Не только забота об экономии сил и средств, но и прямая невозможность изучить всю совокупность в целом заставляют часто переходить от сплошного наблюдения к наблюдению частичному, выборочному.

Статистический метод наблюдения, при котором отыскание характеризующих совокупность сводных признаков идет путем изучения не всей совокупности, а отдельных выбранных единиц, именуется в статистике выборочным методом. Выбор единиц для изучения должен быть произведен так, чтобы отобранные единицы, составляющие часть совокупности, отображали, „репрезентировали“ всю совокупность. Эта цель определяет способ отбора. Выбор может быть или случайным, или типическим, т. е. единицы включаются в выборку или путем случайного отбора, при котором каждая единица имеет одинаковые шансы попасть в выборку, или путем типического отбора, когда предварительно вся совокупность разделяется на типические группы, и в выборку, затем, включаются (опять-таки путем случайного отбора) единицы из каждой типической группы.

Возможны некоторые видоизменения случайной выборки, когда отбирается не каждая отдельная единица, а сразу некоторая совокупность единиц, являющаяся частью общей совокупности. Так, например, возможно изучение населения какого-либо района вести или отобрав необходимое число единиц путем случайной выборки (изучают каждого пятого, десятого и т. д.), или изучают сплошь население нескольких селений обсле-

дуемого района (пятую, десятую часть общего числа селений, в зависимости от величины селения).

Анамнестический метод в тех случаях, когда он применяется при выборочных наблюдениях, очевидно, должен подчиняться всем требованиям методологии выборочных исследований. Цели исследования могут несколько видоизменять способ отбора. Так, в одном случае исследователя может интересовать установление закономерностей развития явления по периодам, или в связи с каким-либо фактором (например, изменение плодовитости женщин в связи с занятостью на производстве), т. е. интерес сосредоточен преимущественно на изучении изменений внутри наблюдаемой совокупности.

В другом случае, исследование ведется с целью перейти от характеристики части совокупности к характеристике совокупности в целом. Например, распространить коэффициент детской смертности, полученный в результате наблюдения над населением нескольких отобранных селений, на всю изучаемую народность и т. п.

В обоих случаях все обычные требования, предъявляемые к методу отбора, должны быть соблюдены.

При применении анамнестического метода в условиях экспедиционной работы соблюдение сложных требований для типической выборки очень затруднительно, почти невозможно. Поэтому, применяется обычно случайная выборка.

Теория выборочного метода указывает порядок определения количества единиц, подлежащих включению в выборку. В условиях обычного применения анамнестического метода часто бывает трудно выполнить требование о надлежащем количестве отобранных единиц для получения результатов желаемой точности. Установление пределов погрешности и степени точности результатов, полученных путем выборочного изучения, при анамнестическом методе обычно происходит, поэтому, не перед началом собирания материала, а переходит в начальную стадию разработки и анализа материала.

Степень точности получаемых результатов зависит не только от количества отобранных единиц, но еще в большей мере от качества этих единиц.

Устранение погрешностей, зависящих от качества отобранных единиц, при анамнестическом методе приобретает очень существенное значение, тем более, что нередко самая обстановка и условия, в которых производится исследование, невольно направляют по неверному пути. Так, вместо отбора единиц требуемыми способами, чисто случайно, случайно-механически, — типически-частичная совокупность создается или совершенно беспорядочно, или, что еще хуже, с бессознательным допущением уже некоторого отбора. Например, опросу подвергаются те, кто обращается за медицинской помощью, или женщины, являющиеся в консультацию по охране материнства и младенчества, и пр. Очевидно, что в последнем

случае отобранная частичная совокупность не может служить целям отображения всей совокупности, „репрезентирования" ее. Полученные при изучении сводные признаки не могут в этом случае вполне надежно характеризовать совокупность.

Подчиняясь (теоретически) всем требованиям общей методологии выборочных исследований, анамнестический метод не вносит никаких специфических особенностей.

Точно так же анамнестическому методу несвойственны какие-либо методологические особенности в общем вопросе — установления границ изучаемых совокупностей. Ясно поставленная цель исследования, точная формулировка изучаемых признаков определяют объем и границы совокупности.

Общая техника собирания материала при анамнестическом методе тождественна с общестатистической техникой при наблюдениях подобного рода (переписях населения, санитарных, культурно-бытовых обследованиях и т. п.).

Обычно опрос и запись ведутся регистратором лично. Но не исключена возможность применения как самоисчисления (когда опрашиваемые, получившие от регистратора бланки и инструкции, вписывают ответы сами), так и рассылки опросных бланков с напечатанными инструкциями по почте и т. п.

Опрос может принимать различные формы — в одном случае ведется в отношении самого опрашиваемого, в другом от опрашиваемого собираются сведения о людях, ему хорошо известных, или бывает смешанная форма. Так, например, при изучении плодовитости опрашиваемая дает показания о своей личной жизни, сообщает сведения о своем браке, беременности и т. п. (прямая форма). Или, при изучении детской смертности мать дает сведения о всех своих детях, их рождении и смерти (смешанная форма опроса).

В тех же случаях, когда наступление признака исключает возможность получать сведения непосредственно от тех лиц, у кого этот признак наступил (изучение смертности), сведения собираются косвенным путем, через других лиц.

При изучении детской смертности опрашиваются матери. При изучении же смертности взрослого населения опрос матерей часто невозможен, а еще чаще затруднен и не достигает цели, так как семейные связи разрываются.

В таких случаях опрашивается взрослое население (устанавливается точная граница, с какого возраста население подлежит опросу) о судьбе их братьев и сестер, или сверстников.

По этому способу опроса и самый метод именуется иногда „методом братьев и сестер". Название заимствовано у Вейнберга (*б*), предложившего особый метод собирания (и разработки) статистических материалов о наследственности заболеваний. Введение этого метода имеет такое

основание: обычно „врач и тем более клиника учитывают предпочтительно или исключительно такие семьи, в которых имеется по крайне мере один патологический индивидуум. Влияние такого одностороннего отбора может быть исключено или определенным образом уменьшено, если установить всех носителей данного признака, рассматриваемых как пробандов, и подсчитать их данные об их братьях и сестрах. Таким образом устанавливается, с одной стороны, число носителей данного признака среди братьев и сестер пробандов, а с другой стороны — число всех братьев и сестер пробандов. Частное от деления первого числа на второе должно теоретически, при достаточно большом числе наблюдений, дать истинное число, характеризующее наследственность признака, если все наблюдения относились к одной и той же схеме скрещивания и если не были учтены только семьи, не имевшие носителей данного признака (простой „метод братьев и сестер"). В этом случае индивидуумы, происшедшие по данной схеме скрещивания, являются в биологическом смысле братьями и сестрами, хотя бы они и происходили от разных пар родителей".

Так, В. Вейнберг характеризует содержание метода и причины его возникновения. Ниже, когда будет окончательно установлено понятие анамнестического метода, эта выдержка поможет уяснить основные различия между обоими методами — анамнестическим и методом братьев и сестер.[1]

2. Сказанное выше отмечает незначительные видоизменения, вносимые анамнестическим методом в установившуюся статистическую практику. Чтобы отметить, наконец, специфические особенности метода, следует возвратиться к отмеченному признаку анамнестического метода — опросу о прошлом.

Было отмечено, что при анамнестическом методе проявление изучаемого признака в данной совокупности изучается не на один определенный момент, а за целый более или менее продолжительный отрезок времени.

Но указание, что анамнестический метод изучает явление за прошлое время, не является еще достаточным для характеристики метода. Не всякий опрос о прошедших событиях, не всякое статистическое изучение прошлого неизбежно входит в понятие анамнестического метода. В этом заключается некоторая неточность наименования метода.

Пример: крестьянин при прежних сельскохозяйственных обследованиях опрашивался о целом ряде явлений за истекший год, а то и больший период. При отсутствии записей ответы давались по памяти (размеры посева в прошедшем году, количество голов скота, сбор по культурам, приобретение инвентаря и т. п.). Имеет ли место здесь применение анамнестического метода? Как будет показано дальше, в этом примере нет при-

---

[1] Можно считать, что в иностранной литературе В. Вейнберг первый дал наиболее полное и теоретически обоснованное описание применения анамнестических методов в демографии. В своей работе (*35*), изданной в 1913 г., „Die Kinder der Tuberkulösen", В. Вейн-

знаков анамнестического метода, так как нет расчлененной и точной датировки изучаемого явления.

Возьмем конкретный, более близкий к теме, пример. Подробное изложение этого примера даст возможность при дальнейшем изложении более отчетливого понимания особенностей анамнестического метода.

берг отводит очень значительное место описанию приемов собирания и обработки использованных им статистических материалов.

Источниками, откуда черпались им статистические материалы, были — свидетельства о смерти, выдававшиеся в течение 50 лет штутгартскими врачами, штутгартские посемейные регистры, сведения о механическом движении штутгартского населения за ряд лет и др.

Необходимые для разработки темы (изучение численности и судьбы потомства туберкулезных) — статистические сведения из всех перечисленных источников переносились на особую карточку. Содержание этой карточки приводится ниже:

Имя, фамилия———————————

Возраст: время рождения (год, месяц, день)———————————

при смерти——— *время смерти (год, месяц, день)*———

Занятие———————

Холост, женат (время заключения брака — год, месяц, число)———————————

Местожительство, больница ———————————

Болезнь (локализация туберкулеза) ———————————

Место рождения———————————

Другого супруга

Имя———————

Место рождения———————————

Время рождения (год, месяц, число)———————————

Время смерти———————

Местожительство———————————

Причина смерти———————————

Родители пациента	Отец
№ в посемейном списке	Мать
Родители супруга	Отец
№ в посемейном списке	Мать

Дети

Имя	Время рождения (год, месяц, день)	Время смерти (год, месяц, день)	Вступление в брак, переселение (год, месяц, день)	Место и причина смерти
Брачные				
1.				
2.				

В 1926 г. в Якутской АССР одной из местных консультаций для беременных и детей РОКК'а было произведено небольшое обследование санитарно-демографического характера. Врач Васильевская, знакомящая с результатами обследования, пишет (5): „Мысль описать тяжелые условия, в которых живет женщина якутка и ее ребенок, не нова. Каждый в отдельности, живя в Якутии, говорит о родовой способности якутки, об огромной детской смертности..." но „нет цифр, нет выводов, нет практических пожеланий". Приводя полученные в результате обследования проценты умерших детей, среднее число родов на одну якутку и пр., автор замечает: „Показатель рождений у якуток колоссален, говорящий за огромную способность якутки к размножению. Этот показатель говорит против вырождения якутов, как нации. В то же время показатель смертности якутских детей заставляет призадуматься, так как наступил уже момент, когда прирост населения в некоторых местностях дает незначительные величины, а в других отрицательные. Процент выживаемости якутских детей весьма низок".

Эта выдержка из статьи врача Васильевской очень типична по содержанию поставленных задач. Цель совершенно ясна — установить, как совершается процесс воспроизводства якутского населения, ответить на вопрос, идет ли процесс „угасания", „вымирания" и уловить причины, влияющие отрицательно на воспроизводство населения. Достаточно ясно намечены и вспомогательные задачи — определить величины плодовитости, рождаемости, смертности. Но разрешение поставленных задач очень неполное.

При обследованиях применялся следующий опросный бланк:

1. Имя, отчество, фамилия
2. Возраст
3. Национальность
4. Социальное положение
5. Род занятий
6. Образование
7. Год появления менструаций
8. Возраст выхода замуж
9. Количество родов
10. Сколько детей живых
11. Сколько умерло
12. Возраст умерших
13. Причины смерти детей
14. Как кормит детей
15. До какого возраста кормит грудью
16. Кто принимает роды
17. Адрес

(Одновременно обследующая вносит в анкету описание всей обстановки женщины, условий ее жизни).

В цитируемой статье, анализирующей результаты обследования, не дается описания организации и техники собирания материала, поэтому нельзя узнать, как производился отбор опрашиваемых (можно заключить только, что обследование производилось путем выезда, т. е. опросу подвергались не те из якуток, которые являлись в консультацию). Но для общей оценки результатов и метода обследования это несущественно.

Опрос, как видно из содержания опросного бланка, касался не только настоящего состояния, но и требовал ответов по памяти о прошлом. Таким

образом, и по цели обследования и по способу собирания статистических материалов о прошлом имеется почти полное совпадение с отмеченными выше чертами, характерными для анамнестического метода. Но несмотря на это совпадение, нельзя все-таки говорить о применении и в данном случае анамнестического метода наблюдения.

Вследствие того, что при обследовании не был применен действительно анамнестический метод, задачи обследования разрешены были очень неполно. На основной вопрос о воспроизводстве населения, ответа обследование не дало.

Можно привести очень много примеров обследований, при которых опрос велся о прошлом, которые ставили себе задачи, совершенно тождественные с задачами, разрешаемыми при помощи анамнестического метода, и метод которых все-таки очень далек от подлинной формы анамнестического метода.

3. Окончательное представление о сущности анамнестического метода можно составить только по ознакомлении с применяемыми при нем способами разработки, теперь же при описании способов собирания материалов можно лишь наметить эту окончательную формулировку сущности метода.

Все изложенное выше приводит к следующим заключениям: с одной стороны, с точки зрения техники обследовательской работы, обследование, проводимое при посредстве анамнестических методов, весьма сходно с обычными операциями переписного характера: оно проводится специальным регистрирующим персоналом, в условиях выезда регистраторов к опрашиваемым субъектам; путем опроса заполняется, как и при переписи, бланк на каждого опрошенного; опросу подвергается лишь наличное население; может быть установлен специальный критический срок для момента опроса, и ряд ответов на некоторые вопросы (возраст, современное социальное, семейное положение и т. п.), как и в переписи, должен дать картину структуры обследованного населения на момент, соответствующий критическому сроку.

Однако, есть и глубокое различие между обычной демографической переписью и обследованием, проводимым по анамнестическому методу.

Прежде всего, самое содержание основного предмета обследования и цели обследования являются резко отличными от переписных. Цель анамнестического обследования состоит не в том, чтобы дать картину структуры некоторого населения на данный момент — вопросы структуры в этом случае являются лишь вспомогательными. Путем анамнестических обследований изучается частота тех или иных событий, происходивших за определенные промежутки времени в среде обследуемого населения, — частота вступлений в брак, рождений, заболеваний, явлений физиологического и патологического характера, словом изменений состояния за некоторые сроки.

Как известно, статистическое изучение подобных вопросов не ведется переписным методом. Для статистики изменений состояния применяется метод текущей регистрации.

С точки зрения и содержания и цели, исследования, проводимые по анамнестическому методу, гораздо более связаны с исследованиями, проводимыми методами текущей регистрации, несмотря на то, что самая методика обследования внешне крайне похожа на переписную.

Однако исследования, проводимые по анамнестическому методу, имеют и большое отличие от исследований, проводимых методами текущей регистрации. При исследованиях, проводимых методами текущей регистрации, исследование обычно замыкается в узкий круг календарного года; разработка редко охватывает единым объемом срок, превышающий один календарный год.

Обследование же, проводимое методами анамнеза, всегда регистрирует явления, накопленные в памяти опрашиваемых за длительный прошлый период времени, и разработка объединяет весь этот длинный период окончательными итогами. При этих условиях, в обследованиях, проводимых по анамнестическому методу, характеристика явления по признаку времени приобретает особо важное значение. Регистрируется, как отмечено, проявление признаков данного явления в накопленном за целый отрезок времени виде. Регистрация изменений, происходивших в этот отрезок времени, происходит в результате воспоминаний опрашиваемых. И вот, существеннейшей характерной чертой анамнестического метода является то, что при опросе ставится не общий вопрос о наступлении или ненаступлении признака, что при обычных формах статистического наблюдения имеет иногда самодовлеющее значение, но непременным условием является получение точной датировки регистрируемого события. Наступление признака должно быть непременно отнесено к определенному моменту времени, отмечаемому или установлением календарного года, или точного возраста опрашиваемого в момент наступления признака, или путем отнесения к моменту опроса (сколько лет назад). Во всех случаях, кроме того, непременно ставится вопрос о возрасте опрашиваемого в момент опроса.

Эти требования точной датировки наступления признаков изучаемого явления обусловливают форму постановки вопросов при собирании материала и сами обусловлены формами и способами разработки.

При анамнестическом методе не только не может иметь значения простое установление факта наступления признака, но является недостаточным отметить только одну дату наступления признака. Так, при опросе (с целью изучения смертности) о случаях смерти в семье опрашиваемого, совершенно не имеют цены такие ответы: „случаи смерти были“ („не были“), „было 3 случая смерти“, „умерли 2 брата и сестра“. Недостаточны и такие ответы: „в 1925 г. умер брат, в 1928 г. умерла сестра“ и т. п. Наступление признака при анамнестическом методе должно получить характеристику во времени по трем разрезам, с трех сторон — хронологически, по возрасту опрашиваемого и по поколению, к которому принадлежит опрашиваемый. Этого требует метод разработки, и соответ-

ственно этим требованиям должна строиться программа опроса. Для достижения этого необходима, но не всегда достаточна, постановка двух вопросов—точный возраст опрашиваемого в момент опроса и точный возраст его в момент наступления признака. Из этих двух вопросов, поставленных с точностью, по крайней мере, до месяца, могут быть выведены требуемые три определения во времени момента наступления признака. Может быть дана и более развернутая формулировка вопросов — точный возраст в момент опроса (или год рождения), возраст при наступлении признака и год, когда признак наступил (последняя формулировка наиболее правильна и желательна).

В случаях, когда сведения собираются не в отношении самого опрашиваемого, а третьих лиц, вопросы должны заключать то же содержание.

Постановкой этих вопросов достигается возможность получить характеристику момента наступления признака во времени в трех аспектах — 1) возраст (опрашиваемого или другого лица) в момент наступления признака, 2) *поколение, к которому принадлежал опрашиваемый*, 3) *хронологическая характеристика*, эпоха. Во времени же, с точной датировкой, должны быть охарактеризованы и те явления (состояния), в связи с которыми изучается основное явление.

4. Необходимость и значение этих характеристик по трем линиям времени станут яснее, когда речь будет итти о способах разработки, применяемых при анамнестическом методе. Теперь же необходимо только кратко отметить это и кратко же остановиться на том своеобразном превращении, которое получает материал при таких приемах характеристики.

Опрашиваемый должен восстановить по памяти события из своей (или из чужой) жизни за определенный отрезок времени. Его жизнь за фиксируемый отрезок времени вытягивается в одну линию, линию жизни, которая разделяется на отдельные отрезки — года, каждое из событий, наступление каждого признака, относится к определенному отрезку — году. Прошлая жизнь опрашиваемого расщепляется таким образом на отдельные частицы — годы жизни, и каждая из этих частиц характеризуется по отношению изучаемых признаков. Совокупность, состоящая из индивидуумов — людей, превращается таким путем в совокупность человеко-лет.

Благодаря этому превращению, наблюдаемая совокупность количественно увеличивается и может быть разделена на ряд промежуточных совокупностей. Так, можно образовать совокупность, означающую число человеко-лет, прожитых лицами, принадлежащими к такому-то поколению (такого-то года рождения) и достигшими такого-то возраста. Эта совокупность может быть разбита еще на более мелкие совокупности — по принадлежности к социальной группе, по связи с промышленным трудом, по национальности, полу и пр. И в отношении каждой из мелких совокупностей можно устанавливать наступление признака. Например, из общего числа человеко-лет, прожитых женщинами рождения 1902 г. и достиг-

шими 25 лет, занятыми в промышленном труде, столько-то человеко-лет прожито в браке. Переход от счета людей к счету человеко-лет очень увеличивает количественно материал, что создает возможность не только техническую, но и теоретическую, изучать совокупность в различных группировках, т. е. более углубленно и правильно.

Такого превращения не испытывает материал при обычных статистических работах. Так, единицей наблюдения, счетной единицей, при переписях населения бывает каждый отдельный человек; вся дальнейшая работа — сводка, подсчет материала — имеет дело с теми же счетными единицами-людьми. При анамнестическом методе материал различен в стадии наблюдения и в стадии обработки; единицей наблюдения является человек, в стадии же обработки счетной единицей становится человеко-год.

При многих обычных обследованиях собранный материал не поддается комбинационной групировке, анализ затруднен и иногда просто невозможен из-за недифференцированности материала.

Цитированная выше работа врача Васильевской имела целью охарактеризовать родовую способность женщины якутки. Одной из вспомогательных задач было определить плодовитость якутки.

Для характеристики величины плодовитости служат коэффициенты общей плодовитости и коэффициенты повозрастной плодовитости, причем в обоих случаях могут выделяться, кроме того, коэффициенты брачной плодовитости. Коэффициент общей плодовитости, как известно, означает число родившихся на 1000 (или на 100) женщин в способном к деторождению возрасте, обычно принимаемом в пределах от 15 до 50 лет. Коэффициент повозрастной плодовитости означает число родившихся, приходящееся не на всех женщин от 15 до 50 лет, а на определенную возрастную группу (обычно принимаются пятилетние возрастные группы —15—19 л., 20—24 г., 25—29 л. и т. д.), коэффициенты брачной (общей или повозрастной) плодовитости исчисляются по отношению к числу женщин, находящихся в браке. Коэффициенты плодовитости могут исчисляться или по возрасту отца и матери, или же только матери; обычно употребляются последние.

Материалы, собранные обследованием, о котором сообщает врач Васильевская, не давали возможности подойти к определению ни одного из этих коэффициентов. Даже наиболее простой коэффициент — общей плодовитости, пользуясь собранным материалом, нельзя было вычислить.

По ответам на вопрос 9 приведенного выше опросника („количество родов“) можно вычислить только среднее число родов на одну женщину. Причем нельзя установить, ни за какое время эти роды произошли, ни в каком возрасте были в момент родов давшие сведения женщины и какая из них часть состояла в браке.

Знание этих условий особенно необходимо при изучении вопросов, связанных с воспроизводством населения среди ряда малых северных

народностей. Исследователи нередко отмечают усиленную смертность женщин среди многих народностей Сибири. Усиленная смертность женщин, среди ряда других причин, вызывается ранними для женщин браками, вследствие чего наступает преждевременная старость и смерть (*22, 12*).

Таким образом, возрастный состав женского населения нередко деформирован; ненормально преобладают молодые возрасты, причем процент молодых женщин, состоящих в браке, очень высок. Изучение плодовитости при наличии всех этих моментов безусловно требует строгой дифференциации материала, чего не может дать обычная формулировка программ обследования и связанные с нею способы разработки. Анамнестический метод преодолевает эти трудности. При применении анамнестического метода вопрос о количестве родов получил бы иную формулировку — требовалось бы указать не общее количество родов, а указать, в каком году происходили роды (вместо указания года мог бы указываться возраст матери в момент родов).

При такой расчлененной форме вопроса о родах и при наличии вопроса 2 (возраст в момент опроса) и вопроса 8 (возраст выхода замуж) в распоряжении исследователя оказывался бы богатый материал.

Совокупность опрошенных женщин якуток превращалась бы в совокупность человеко-лет, прожитых ими. Эта совокупность могла разбиваться на более мелкие совокупности — совокупности человеко-лет, прожитых женщинами в таких-то возрастах, совокупность человеко-лет, прожитых женщинами в таком-то возрасте и в браке, и др. И могло быть определено число рождений, приходившихся на каждую из этих мелких совокупностей, что дало бы необходимый материал для вычисления коэффициентов плодовитости.

Этот разобранный подробно пример имел целью уяснить различие между элементарной формулировкой опросного бланка и расчлененной формулировкой при анамнестическом методе.

5. Взятые для примера программа и форма опроса при обследовании родовой способности якуток являются очень типичными при обследованиях подобного рода. При полном отсутствии или при отсутствии доброкачественных материалов, характеризующих изменения в процессе воспроизводства населения, исследователь принужден был или отказываться разрешать вопрос, или итти косвенными путями, или прибегать к обследованиям, имевшим очень грубый, несовершенный инструментарий. Можно привести очень много примеров подобных обследований. Так, экспедиция, организованная в 1921 г. Институтом экспериментальной биологии в Среднее Поволжье, при посещении Марийской области встретилась с вопросом о предполагаемом упадке физической жизнеспособности марийского народа. Скудость документированного статистического материала по демографии марийцев привела к необходимости производства особого обследования. Материал был получен путем опроса взрослых,

старше 30 лет, о числе живых и умерших детей. Сопоставление этих чисел с общим числом рождений должно было характеризовать относительную величину детской смертности (*4*). Но, конечно, о „жизнеспособности марийского народа" полученные результаты судить не давали возможности.

Можно, конечно, умножить образцы и примеры таких исследований, когда примененные способы статистической техники и методологии были слишком несовершенны, чтобы полностью разрешить поставленные задачи, и результаты исследований оказывались очень неполноценными.

Но перечисление работ не внесло бы новых черт. Все обследования как по поставленным целям, так и по методам их достижения очень мало отличаются одно от другого.

Следует только особо отметить те работы, при которых употреблялась выработанная И. И. Майновым карточка опроса. Карточка, несмотря на ряд технических несовершенств, некоторую неясность и неприспособленность к массовой обработке, несомненно свидетельствует о правильном пути, по которому шел И. И. Майнов с целью выработки методологии собирания материала. Можно считать эту карточку отдаленным начальным типом карточки, применяемой при анамнестическом методе, методе „сестер и братьев".

По этой карточке в 1896 г. производилось обследование для изучения брачной плодовитости тунгусских женщин с целью выяснения вопроса о вырождении тунгусов (*12*); карточкой И. И. Майнова пользовалась экспедиция в 1898 г. в Якутскую область. В комплексе задач последней экспедиции по выяснению физиологии и биологии якутов входили и вопросы демографические. Отсутствие доброкачественных материалов по демографии заставило прибегнуть к опросу. Ф. Я. Кон, будучи в ссылке, принял участие в экспедиции и работал в Намском улусе тогдашней Якутской области. Описание добытых экспедицией материалов Ф. Я. Кон дал в интересной и очень содержательной работе „Физиологические и биологические данные об якутах" (материалы экспедиции дополнялись наблюдениями А. А. Сиповича, *9*).

...„Относящиеся к рождаемости данные, пишет Ф. Я. Кон, приходилось собирать самостоятельно путем личного опроса возможно большего количества якутов и якуток о числе их детей, как мертворожденных, так и живорожденных. Полученные таким образом данные были бы значительно неполные, так как в значительном большинстве случаев приходилось иметь дело с лицами, не утерявшими способности к производству потомства. Во избежание этого пришлось собирать сведения о числе братьев и сестер отца, матери и т. д. как живорожденных, так и мертворожденных, и сведения, полученные от одного, сопоставлять с ответами другого родственника. Во всех нижеприведенных данных имеются в виду семьи, окончательно утерявшие способность к деторождению".

Многие из характерных для анамнестического метода черт в зачаточном виде были уже осознаны в этих работах, собиравших материал по методам, выработанным И. И. Майновым. Но несмотря на улучшенные методологические приемы, собранные данные были еще все-таки далеки от возможности полного разрешения стоявших целей.

6. Чтобы закончить раздел о собирании материала, приведем несколько примеров последовательно проведенного применения анамнестического метода на практике.

а) Анамнестический метод применен был при работах экспедиции, организованной в 1925 г. для изучения причин вымирания и вырождения калмыцкого народа. Общая тема требовала изучения ретроспективного, динамического, процессов воспроизводства населения. Сведения получались путем опроса. Обследовано было по индивидуальным карточкам 2700 чел. и по семейным 378 семейств. Отбор производился целыми населенными пунктами в типовых районах.

В опросных бланках для изучения воспроизводства населения стояли следующие вопросы:

В индивидуальной карте:

1. Фамилия, имя, отчество
2. Народность
3. Рождение: год... месяц...
4. Фамилия, имя, отчество главы рода
5. Степень кровного родства (муж, жена)
6. Который брак по счету и сколько лет в браке
7. Возраст начала менструаций

№ беремен.	Через сколько лет после 1-й беремен.	В каком году	Исход беременности (род. жив., мертвор., выкид.)		Пол ребенка		Ребенок жив, умер	Умер	
								Лет, месяц.	Отчего
1									
2									
3									

(Перечислены только вопросы карточки, имеющие непосредственное отношение к вопросам плодовитости и детской смертности. Кроме этих вопросов личная карта содержит ряд вопросов характера антропометрического, санитарно-физиологического, бытового и пр.).

В семейной карте имелся: поименный список членов семьи. Члены семьи (без батраков и жильцов) делились на три группы: 1) поколение главы (глава, жена, братья, сестры, их жены, мужья, вошедшие в семью); 2) дети и внуки, живущие и жившие; 3) восходящее поколение, живущие или жившие нераздельным хозяйством. В отношении каждой группы список заключал — 1) имя, фамилию, 2) родственные отношения, 3) пол, 4) возраст, 5) семейное положение, 6) рождение (год или сколько лет

тому назад), 7) состояние здоровья (калечность), 8) смерть (год или сколько лет назад), причины смерти, 9) детально профессия, заработок, 9) где работает, где живет (*3*).

б) Экспедиция, организованная в 1927 г. Гос. Институтом социальной гигиены по инициативе Дагестанской АССР, работала в Даргинском округе Дагестанской АССР и имела целью исследование конституции горца, податливости его организма к заболеваниям в связи с бытом, санитарными условиями и профессией. Экспедиция столкнулась с полным отсутствием цифровых данных о естественном движении населения за прошлые годы, т. е. отсутствовали те материалы, из которых можно было бы определить коэффициент рождаемости, смертности и которые являются как бы результирующим мерилом, дающим окончательный итог различным социально-гигиеническим факторам, обусловливающим и регулирующим размножение населения. Был применен анамнестический метод.

Опросная карточка (индивидуальная) по изучению плодовитости заключала такие вопросы: 1) дата обследования; 2) населенный пункт; 3) фамилия, имя, отчество; 4) год рождения; 5) возраст; 6) национальность; 7) для работниц — предприятие, профессия, сколько времени на предприятии, в данной профессии; 8) для сельского населения — промысел основной, побочный.

9)

Брак по порядку	Возраст вступления в брак	Возраст мужа	Брак прекращен	Состоит в браке, находится в разлуке

10) возраст начала менструаций; 11) возраст начала половой жизни; 12) возраст наступления климактерического периода.

13)

№ беременности	Возраст в момент окончания беременности	Год окончания беременности	Исход беременности (род. жив., мертвор., выкидыш.	Пол ребенка	Ребенок	
					Жив в возр. (лет, мес.)	Умер в возр. (лет, мес.)

По этой карте собран был материал о 500 женщинах. По изучению смертности опрошено также 500 человек (*8*, *13*).

в) Комплексная экспедиция, организованная в 1929 г. Обществом по изучению Татарстана при участии Гос. Института социальной гигиены,

работала в Мензелинском кантоне Татреспублики. Обследование проводилось по выборочному методу. Обследовался каждый 5-й двор в отношении: а) жилища, б) питания, в) быта, г) социальных болезней, д) физического развития, е) плодовитости женщин и переживаемости детей, ж) переживаемости взрослого населения. Изучением было охвачено 11 селений татарских, 1 русское и 1 марийское. Всего поступило 1510 карточек (в разработку вошли 1252 карточки).

Карточка по изучению переживаемости содержала такие вопросы:

Фамилия, имя, отца . . . матери . . .

Имена	Живет ли в другом месте	Пол	Возраст в настоящий момент	Возраст смерти	Год смерти	Причина смерти

Карта заполнялась путем опроса („метод сестер и братьев") одного из представителей горизонтальных линий (братьев, сестер) о судьбе всех остальных братьев и сестер, достигших 15-летнего возраста (*15*).

Приведенные формы опроса являются типическими при работах по изучению анамнестическим методом вопросов переживаемости, брачности, плодовитости и смертности.

Следует обратить внимание на способы фиксирования момента наступления признака и вообще на датировку собираемого материала.

Во втором примере (Даргинская экспедиция) особенно точно и детально поставлены вопросы:

1. Дата обследования — хронологическая характ. (эпоха)
2. Год рождения опрашиваемого
3. Возраст опрашиваемого — характеристика поколения
4. Возраст вступления в брак
. Год „ „ „ — характеристика наступления признака по возрасту опрашиваемого и хронологически,

или вместо 4 и 5 вопр.

4. Возраст в момент окончания беременности — та же характеристика
5. Год окончания беременности

Если сопоставить эту расчлененную формулировку с формулировкой опросного бланка, приведенного на стр. 145 (из отчета врача Васильевской), станет совершенно ясной особенность анамнестического метода в способах характеристики событий во времени. Ответы на поставленные вопросы характеризуют момент наступления события 1) по возрасту того, в чьей жизни событие наступило, 2) по поколению, к которому он принадлежал, и 3) чисто хронологически, по эпохе, году, когда произошло событие (наступил признак). Эта тройная характеристика обеспечивает эффективность дальнейших приемов разработки собранного материала.

Второй разрез характеристики — по поколению — особенно выпукло выступает при опросах по поколениям, когда выясняется судьба всех сверстников, биологических „братьев и сестер". Самое поколение может определяться или годом рождения, одним календарным годом, или десятилетием, пятилетием, или, как при методе братьев и сестер, данной схемой скрещивания, горизонтальной линией (все индивидуумы условно будут „братьями и сестрами", хотя бы они происходили от разных родителей).

7. Возникает естественный вопрос, имелись ли работы по изучению демографии отсталых народностей, выполненные методами, аналогичными тому, который у нас назван анамнестическим методом, на Западе, в капиталистических странах.

Проблемы, стоявшие перед исследователями у нас, стояли и на Западе, — необходимость получать статистические данные о населении по странам, где нет регулярных переписей и отсутствуют регулярные учеты населения, заставляли обращаться к методам приближенного исчисления. Главное внимание уделялось при этом изысканию способов определения численности населения, а не собиранию демографических сведений. Работа статистической мысли в этом направлении отразилась в ряде постановлений Международного статистического института (*27*, *29*).

Постановления одобряли предложенный Kiaer'ом способ выборочной переписи населения, дали единую форму опросного листа и инструкцию по собиранию демографических сведений для лиц, имеющих случай вести подобного рода исследования (путешественники, миссионеры, коммерсанты и т. д.), но методологии для изучения демографических процессов в тех странах и местах, где нет статистики населения, выработано не было.

В опросном листе несколько вопросов уделено статистике естественного движения населения, но формулировка их имеет в виду данные скорее описательного, чем статистического порядка. Вопросы следующие: „средний размер семьи", „обычный возраст вступления в брак", „обычный возраст зрелости", „среднее число детей на брак" „бесплодные браки", „значительна или нет детская смертность (если возможно цифры)," „достижение стариками преклонной старости (цифры, если возможно)".

До введения систематического учета движения населения в странах колониальных, мало известных и доступных, процессы демографические, можно с достаточной уверенностью сказать, не изучались. Вопросы, стоящие перед советским исследователем о „вымирании" и „угасании" малых народностей, несомненно, возникали и в капиталистических странах (в отношении колониальных народностей), но не подвергались длительному методическому исследованию. Исследование вопросов о судьбе малых народностей в СССР имеет задачу определить характер и темпы роста населения, изучить факторы, влияющие на процессы воспроизводства населения, и наметить пути борьбы с неблагоприятными факто-

рами. Очевидно, что политика капитализма в колониальных странах ничего общего с этими задачами не имеет. Прямое физическое истребление туземного населения или создание условий, которые ведут к быстрому вымиранию побежденных туземцев, — такова обычная история капиталистической колонизации.

8. Резюмируя изложенное выше описание основных особенностей анамнестического метода, можно сказать: анамнестический метод является одним из методов статистического наблюдения. Преимущественное распространение метод получил в области социальной гигиены. Метод имеет целью дать способ получения материалов о прошлом (откуда и название метода). В стадии собирания материала основной прием метода заключается в постановке вопросов о точной (в годах и месяцах) дате наступления признака изучаемого явления. Благодаря точной датировке событий наблюдаемая совокупность людей при обработке материала превращается в совокупность человеко-лет, причем каждый прожитый человеко-год имеет характеристику в отношении наступления или ненаступления признака (анамнестический метод не является неизбежно методом выборочного наблюдения; он может применяться и при сплошном наблюдении).

Анамнестический метод дает возможность:

а. Получить материал о прошлом при отсутствии документов.

б. Полученный материал о прошлом систематизировать и подвергать анализу в желаемой для исследователя форме. Собирание материала одновременно обеспечивает единство формы опроса и обработки, единство терминологии и толкований, чем устраняются обычные затруднения при использовании материала за прошлые годы, — неполная сопоставимость, различие приемов разработки, изменения качественной структуры явления и т. п.

в. Техника собирания материала при анамнестическом методе не сложнее техники обычных статистических обследований. Самые формы опроса неизбежно должны быть очень краткими, точными и ясными, так как опрос мало того, что касается прошлого, ведется очень часто в среде малокультурной.

г. К числу основных достоиств анамнестичееког метода принадлежит его способность путем особых приемов разработки (которые определяют и способы собирания сведений) количественно увеличивать материал и тем самым создавать допустимость комбинационных разработок и изучения различных связей (подробнее это свойство метода обнаружено будет при описании приемов разработки).

9. Недостатки, присущие анамнестическому методу, отчасти связаны с особенностями метода, отчасти являются обычными для всякого статистического наблюдения. Во всяком случае недостатки метода не так существенны, чтобы колебать возможность успешного его применения.

а. Метод при собирании материала обращается к памяти человека и, следовательно, должен подчиниться всем недостаткам, свойственным

человеческой памяти. Забывание, деформация неточно воспринятого материала, наслоения, при которых воспоминание о каком-либо событии носит следы восприятия событий позднейших, связанных так или иначе с первоначальным событием, и другие недостатки памяти определяют в значительной степени полноту и достоверность собираемого материала.

Пробелы памяти, не имеющие патологического характера, являются, как известно, следствием недостаточной связи воспринятого представления с уже закрепленными ассоциациями. Чем богаче ассоциативный материал, тем легче образуются связи и тем прочнее и обширнее запас хранящихся в памяти представлений, т. е. пробелы памяти будут значительнее у людей малокультурных. Это приходится отметить, так как первое применение метод находит при изучении народов с низким культурным уровнем.

Практика анамнестического метода часто отмечает затруднения, соединенные с неточностью памяти.

б) Близко к недостаткам, связанным с ошибками памяти, стоит обычное в статистической практике явление — неточность ответов о возрасте, округление возраста, называние преимущественно возрастов, оканчивающихся на 0 и 5.

в) Наряду с пробелами памяти возможны и случаи незнания, когда речь идет о прошлом не самого опрашиваемого. Опрос о судьбе „братьев и сестер" (и сверстников) опрашиваемого очень часто наталкивается на отсутствие сведений о тех, кто в настоящий момент не находится в месте опроса.

г) Возможен и обратный случай, когда отсутствуют (умерли, уехали) сверстники тех, о чьем поколении собираются сведения.

В результате последних двух случаев получаются неполные сведения. Например, при собирании сведений через „сестер и братьев" (сверстников) о числе умерших, из счета выпадают все те умершие, сверстников которых нельзя опросить, потому ли, что они также умерли, или потому, что уехали из места опроса. Отсюда, снижение числа умерших и несколько пониженный показатель смертности.

д) На ряду со случаями отсутствия сведений возможны и прямо противоположные — повторные показания. Повторность показаний может быть при собирании сведений по „методу братьев и сестер". Тщательный контроль и сопоставление опросных бланков (в которых с этой целью вводится вопрос об отце и матери) могут предохранить от введения в разработку двойных показаний.

Перечисленные недостатки метода связаны со способом собирания сведений.

Но несомненно, что как бы длинен перечень недостатков не был, значение метода не умаляется. Его роль в работах по ретроспективному изучению основных демографических процессов при отсутствии доброкачественных (или даже полном отсутствии) статистических материалов — очень значительна.

Следует считать, что роль метода не ограничивается областью чистой демографии. Метод может получить применения и в других областях статистического наблюдения. Несколько слов о таком расширительном толковании метода будет сказано в конце.

III. О МЕТОДАХ ОБРАБОТКИ

1. Собранный путем опроса материал для того, чтобы дать в распоряжение исследователя те измерители и сводныя признаки, которые характеризуют изучаемую совокупность, должен быть подвергнут особой обработке.

Контроль материала, группировка, систематизация, составление табличных сводок, различного рода подсчеты и другие приемы, объединяемые понятием обработки, при анамнестическом методе статистических работ обладают рядом особенностей.

С самого начала следует отметить, что анамнестический метод не внес в обработку каких-либо совершенно новых, никогда прежде не применявшихся в статистике, приемов. Заслуга метода не в изобретении новых способов обработки материала, а в подыскании, в освоении приемов, благодаря которым становится возможным статистическое изучение прошлого при сравнительно скудном материале. Анамнестический метод использует многие приемы, употребляемые не в обычной повседневной статистической практике, а в более сложных и углубленных статистических исследованиях, возможно их упрощая. В этом и сила и слабость метода. Употребляя более утонченные приемы исследования, метод должен принять и те теоретические положения, которые лежат в основе этих приемов. Но собранный материал бывает часто настолько груб, что не всегда может подчиниться теоретическим требованиям. Отсюда (нередко) теоретическая уязвимость способов обработки, применяемых анамнестическим методом.

2. Первой задачей обработки (после контроля и выверки) является необходимость проделать над материалом ту операцию, которая, как сказано выше, превращает наблюденную совокупность индивидуумов (людей) в совокупность человеко-лет.

Как уже сказано, опросный бланк содержит ответы опрашиваемого о самом себе или о его сверстниках („братьях и сестрах"). Ответы на вопросы о наступлении изучаемых признаков имеют точную датировку. Опрашиваемый, вспоминая свою прошлую жизнь, отмечает, на какие годы падает то или иное событие (наступление признака). Исследователь же, прочитывая ответы, как бы прослеживает всю жизнь (или определенный отрезок жизни) опрашиваемого год за годом и фиксирует необходимые для исследования события. Он как бы составляет хронологическую „канву биографии".

Каждый год жизни каждого из опрошенных получает в дальнейших операциях самостоятельное значение.

Технически это может быть выполнено различными способами. Наиболее простым способом является перенесение материала на вспомогательные карточки, „фишки".

Сведения опросного бланка заносятся на фишки. Фишка составляется на каждый год жизни опрошенного, (всей жизни или отрезка жизни). Следовательно, общее число фишек должно обычно равняться сумме лет, прожитых всеми опрошенными, плюс фишки, составленные на неполный (еще не прожитый) год момента опроса.

На фишку выносятся изучаемые признаки так, как они зарегистрированы на бланках опроса, т. е. с точной датой наступления признака.

Приведем следующий пример: изучается повозрастная брачная плодовитость. Опросу подверглось 400 женщин в возрасте от 15 до 49 лет (для вычисления коэффициентов повозрастной плодовитости необходимо знать число женщин каждого данного возраста и число приходящихся на это число женщин рождений).

Материал предварительно переносится на фишки. Берется, положим, опросный бланк, составленный на женщину, имевшую в момент опроса 28 лет, родившуюся в 1901 г. (обследование производится в 1930 г.), вступившую в брак в 1920 г.; имевшую трех детей — два ребенка живы (род. в 1923 и в 1928 гг.) и один умер (род. в 1921 г.). Вместо этого опросного бланка будет составлено 14 фишек (наблюдению подвергаются женщины в возрасте от 15 до 49 л.), так как опрошенной прожито в возрасте, способном к деторождению, 13 лет — от 15 до 27 лет включительно, и живет она 14-й год (28-й год ее жизни).

Фишки, составленные на возрасты 15, 16, 17 лет, не будут включать отметок о наступлении какого-либо из признаков. Фишка на 18-летний возраст (полагая, что в 1920 г. опрошенной к моменту вступления в брак уже исполнилось 18 лет, но не исполнилось 19 лет) будет содержать отметку о вступлении в брак. Все последующие фишки на 19, 20, 21 и последующие возрасты (если не было перерывов в браке или развода) будут иметь отметки о состоянии в браке. Фишка на 20-летний возраст (в 1921 г. опрошенной к моменту рождения ребенка уже исполнилось 20 лет) будет иметь указание на рождение первого ребенка; такие же указания на второго и третьего ребенка будут на фишках на 22-летний и 26-летний возраст (как видно из сопоставления года рождения с годом наступления признака, возраст не может быть определен просто вычитанием, так как число исполнившихся лет зависит от месяца рождения и месяца наступления признака. Отсюда, очевидно, вытекает требование при опросе не ограничиваться только вопросом о календарном годе, но и дополнять его вопросом о возрасте, понимая возраст как полное число минувших лет).

Фишка, составленная на каждый год жизни опрошенных женщин, имеет отметки о возрасте и о родах; при этом на фишке должно быть

отмечено, какому календарному году соответствует возраст и момент родов. Пользуясь этими тремя отметками: 1) возраст, 2) год, 3) наступление родов, можно легко подсчитать число плодовитых лет (каждому году будет принадлежать отдельная фишка) по возрастным группам и периодам и число рождений, приходящихся на эти группы.

Фишка будет иметь примерно такой вид:[1]

1920 г.	Возраст 20
Отметка о родах	Отметка о состоянии в браке

Отметка о родах ставится только в тех случаях, когда роды имели место.

После составления фишек производится группировка фишек по возрастным группам для установления числа женщин каждого данного возраста. Фишки раскладываются в зависимости от того, какому возрасту данная фишка соответствует. Число фишек, соответствующих 15-летнему возрасту, будет, очевидно, равно общему числу опрошенных женщин, так как в эту группу войдут все, кому в момент опроса было 15 лет, и все, пережившие этот возраст, т. е. бывшие при опросе в возрасте 16 лет и старше. Группы фишек, соответствующих возрасту 25 лет, равны числу женщин, бывших в момент опроса в возрасте 25 лет и старше, и т. д.

После группировки по возрасту внутри каждой повозрастной группы производится дополнительная раскладка фишек по признаку состояния в браке. И, наконец, по вновь образованной группе состоящих в браке подсчитывается число рождений.

Каждая группа фишек соответствует числу лет, прожитых женщинами наблюдаемой совокупности в данном возрасте — в браке и вне брака или, иными словами (так как возрастная группа равна одному году), числу женщин данного возраста, состоящих в браке и не состоящих в браке. Таким образом, исследование в дальнейшем как бы имеет дело с совокупностями женщин определенных возрастов, характеризуемых по признаку состояния в браке, и имеет возможность определить число рождений, приходящееся на каждую из этих совокупностей.

В распоряжении исследователя оказывается материал, формально аналогичный тому, какой получается на основании переписи населения и данных текущей регистрации естественного движения — повозрастное распределение женщин и распределение родившихся по возрасту матерей, причем числа женщин (т. е. в сущности числа человеко-лет, прожитых в данной возрастной группе всеми женщинами наблюдаемой совокупности) настолько велики, что позволяют произвести вычисление коэффициентов плодовитости.

[1] При более обширной программе исследования фишка усложняется.

Однако между материалом, собранным путем анамнестического метода, и материалом переписей и текущей статистики имеются существенные различия. Во-первых, переписные данные и данные текущей статистики относятся к одному и тому же году. Каждая возрастная группа при переписи населения включает принадлежащих к одному или двум поколениям (годами рождения могут быть два смежных года). Одновозрастные же совокупности, образованные при анамнестическом методе, включают представителей (женщин в разбираемом примере) различных поколений. Во-вторых, каждая из переписных возрастных групп представляет совокупность различных отдельных индивидуумов, различающихся один от другого по ряду признаков; все же возрастные группы при анамнестическом методе представляют лишь видоизменения одной и той же, относительно небольшой, совокупности включенных в наблюдение (в нашем примере — женщин), искусственно превращенной в ряд повозрастных совокупностей.

Если бы в приведенном примере было задано вычисление не повозрастной брачной плодовитости, а изучение изменений плодовитости по периодам, или в связи с участием в промышленном труде, то при раскладке и последующем подсчете фишек пришлось бы ввести дополнительную группировку. Очевидно, что на фишках должны быть отражены и те признаки, связь которых с изучаемым явлением желает установить исследователь. Так, если исследование имеет в виду ответить на вопрос, какова была плодовитость до 1915 г. и после, то на фишках должен быть отмечен год, который совпадал с каждым данным возрастом каждой опрашиваемой (или соответственная отметка — до 1915 г., после 1915 г.). Определение года при отсутствии соответствующего вопроса в бланке может быть произведено путем отсчета от момента опроса (отсутствие в опросных бланках требования точной датировки для возможности характеристики момента появления признака в „трех разрезах" препятствует образованию элементарных совокупностей и тем самым делает неточными все исчисления). Если изучается связь с участием в производстве, то все фишки, относящиеся к возрастам, в течение которых опрашиваемая работала, имеют соответствующую отметку.

При различных комбинациях, при одновременном изучении многих признаков, соответственно умножаются разметки и группировки фишек.

Большое дробление материала невозможно, так как количественно материал обычно не очень значителен и при увеличении группировок промежуточные совокупности становятся настолько малы, что исчезает допустимость производства исчислений.

Перенесение материала на вспомогательные карточки-фишки может быть заменено при механизированной разработке на счетных машинах перенесением на перфорационные карточки, которые подвергаются затем сортировке и подсчету.

3. В печатных материалах, послуживших источниками для настоящей работы, нет указаний на применение способа фишек. По имеющимся

описаниям разработка велась без вспомогательных карточек, путем заполнения разработочных таблиц непосредственно по опросным формам и введения по некоторым вопросам вспомогательных таблиц. Последующее описание имеет целью дать общее знакомство с обычно употреблявшимися приемами разработки.

Так, для определения числа женщин, бывших в каждом данном возрасте (в примере исчисления плодовитости), можно было бы рассуждать следующим образом: число женщин в пятнадцатилетнем возрасте равно числу всех женщин, проживших под наблюдением полностью весь период возраста от 15 до 16 лет, плюс имеющие 15 лет в момент опроса, т. е., иными словами, общему числу всех опрошенных. Число шестнадцатилетних равно опять-таки числу проживших период 16—17 лет плюс имеющие 16 лет в момент опроса, т. е., иными словами, предыдущему числу, но без тех, кто имеет 15 лет в момент опроса. Так определяется численность каждой возрастной группы. Последующее число получается путем вычитания числа (женщин), находящихся в данном возрасте в момент опроса из общего числа лиц (женщин), бывших в момент опроса в возрасте данном и более высоких возрастах. Возможен и обратный порядок вычисления. Берется крайняя старшая возрастная группа и для получения численности группы более младшей прибавляется число женщин, находящихся в момент спроса в этом, более младшем, возрасте. Очевидно, что в обоих случаях опросные бланки должны быть предварительно разгруппированы по одногодичным возрастным группам в зависимости от возраста опрошенных в момент опроса.

Очень полезной и важной вспомогательной таблицей является таблица, дающая распределение общего числа опрошенных по возрасту в момент опроса и в момент наступления признака. Такая таблица дает возможность вести счет по трем направлениям, „в трех измерениях“ — по горизонтали (см. таблицу), подсчет в пределах поколения — по вертикали — в пределах возрастной группы, по диагонали — в пределах определенного хронологического периода, который устанавливается путем отсчета от момента опроса. Этот счет в трех направлениях позволяет создавать так называемые элементарные совокупности, т. е. совокупности, объединяющие живших в определенный отрезок времени, принадлежащих к определенному поколению и имеющих определенный возраст.[1]

[1] Нужно заметить, что вполне правильное заполнение указанной таблицы делается возможном лишь при соблюдении следующих условий: 1) или при условии указания в опросном бланке по отношению к каждому случаю наступления признака не только возраста опрашиваемого в момент наступления, но и года (календарного), когда признак наступил, 2) или когда в опросном бланке ставится вопрос о точном (по крайней мере в месяцах) возрасте опрашиваемого и в момент опроса и в момент наступления признака) Во всех прочих случаях получение элементарных совокупностей, а следовательно и заполнение указанной таблицы может быть осуществлено лишь путем условного (приближенного) разделения совокупностей главных на элементарные (напр., путем деления главных совокупностей пополам).

Таблица 5

Распределение опрошенных по возрасту в момент опроса и в момент наступления признака (опрос в 1930 г.)

Было[1] 15 лет в годы:	Возраст в момент опроса	Возраст в момент наступления признака							
		15 л.	16 л.	17 л.	18 л.	. . .	47 л.	48 л.	49 л.
1930	15	2							
1929	16	2	2						
1928	17	3	2	3					
1927	18	5	3	1	2				
1926	19	2	3	4	5				
1925	20				и т. д.				
1924	21								
1923	22								
1922	23								
1921	24								
1920	25	3							
1919	26	2	4						
1918	27	5	4	7					
1917	28	6	1	4	2				
1916	29				и т. д.				
1915	30								
1914	31								
1913	32								
и т. д.	33								
	34								
	35								
	36								
	37								
	и т. д.								

[1] Эта графа обычно при обработке и табулировании материала не создается; нами она введена для более ясного и скорого отсчета при разбивке по периодам.

Положим, требуется определить коэффициент общей плодовитости для периода 1915—1920 гг. Необходимо, следовательно, знать число женщин в возрасте от 15 до 49 лет, живших в эти годы, и число рождений, приходящееся на это число женщин. Опрос произведен в 1930 г. Опрошенные женщины в 1915—1920 гг. были моложе на 15—10 лет. Пятнадцать лет в 1920 г. имели те, кто при опросе имел 25 л., в 1919—26-летние и т. д. Т. е. начальную возрастную группу совокупности — 15-летних — составят для периода 1915—1920 гг. имевшие при опросе 25, 26, 27, 28, 29 и 30 лет. Ступенчатые диагонали, проведенные между 24 и 25-летней возрастной группой и между 30 и 31-летней возрастной группой, ограничивают отыскиваемую совокупность женщин для периода 1915—1920 гг. Момент опроса как бы переносится на 1915—1920 гг. В таблице, таким образом, условно изменяется обозначение возраста в момент опроса. Обозначение возраста в момент родов, конечно, не меняется.

Таким путем может быть определена совокупность для любого периода, и изучение изменений в зависимости от хронологических периодов становится возможным на основании собранного при опросе материала.

4. Приведенные примеры и описание основных приемов техники разработки дают первое и общее представление об особенностях обработки материала, свойственных анамнестическому методу и обычно употреблявшихся в исследованиях.

Особенности эти следующие:

а) Основным достоинством анамнестического метода является его свойство видоизменять материал, количественно его увеличивая. Переход от совокупности индивидуумов, через расщепление материала на отдельные годы жизни каждого опрошенного, к совокупностям человеко-лет во много раз увеличивает число счетных единиц. Каждая вновь образованная совокупность человеко-лет, соответствуя одногодичной возрастной группе, т. е. имея в произведении „человеко- × лет" вторым множителем единицу, может условно рассматриваться как совокупность „человек". Отсюда, возможность вычисления разного рода коэффициентов, показателей и вероятностей по отдельным возрастным группам. Без „превращения" материала в распоряжении исследователя оказывался бы сравнительно очень незначительный количественно материал, при котором в отдельных возрастных группах были бы совсем ничтожные числа. Количественное увеличение материала, как уже отмечалось, создает возможность изучения по периодам и в желаемых разрезах (повозрастные группировки, группировки по семейному состоянию, в связи с занятием и пр.).

б) Выше была коротко указана техника обработки материала при изучении по периодам. Было дано описание таблицы „трех измерений". Такое табулирование материала нельзя сводить только к „техническому приему". Построение таблиц трех измерений связано с углубленным анализом материала, дает основу для внесения в способы изучения ряда очень важных теоретических предпосылок (*23*).

в) Увеличенный количественно материал, разбитый на промежуточные совокупности, не перестает быть, в сущности, одной и той же совокупностью живых людей, опрошенных при обследовании. Совокупность, имеющая определенные признаки, биологические, географические, социально-бытовые, культурные и пр., может быть изучена в различные периоды, в связи с различными факторами, не переставая быть единой. При обычных способах исследования всякого рода, сопоставления и сравнения производятся на материале, полученном из наблюдения различных совокупностей. Так, при вычислении повозрастной плодовитости, на основании данных переписи населения и текущей регистрации, каждая возрастная группа представляет собой особую генерацию, которая может и в культурном, и в социально-бытовом отношении, и по биологическим и другим признакам отличаться одна от другой. Приходится, правда, отметить, что и анамнестический метод не вполне устраняет эти различия. Совокупности, образованные из наблюденной общей единой совокупности, не всегда остаются абсолютно одинаковыми. Прежде всего, необходимо указать на то, что при изучении явлений анамнестическим методом полученные в результате возрастные группы не будут однородными в смысле состава входящих в них поколений: наиболее молодые группы будут включать максимальное число различных поколений и, наоборот, самые старшие — минимальное. Далее, расщепляя „линию жизни" каждого опрошенного на отдельные отрезки-годы, следует учитывать, что эти отрезки-годы не походят безусловно один на другой. Ранние годы опрошенный мог провести в деревне и затем переселиться в город, и, таким образом, отрезки линии жизни получают различную географическую характеристику. С изменением географическим совпадают и изменения в культурном и бытовом отношении. Переезд в город может сопровождаться вступлением в производственный труд, т. е. создается новая социальная характеристика. Биологическая характеристика, наиболее, казалось бы, устойчивая, может получить резкое изменение в связи, например, с производством искусственных выкидышей, заболеваний и т. п. Но очевидно, что несмотря на эти изменения, наступающие в жизни каждого человека и придающие иногда различным периодам его жизни совершенно противоположные характеристики, человек не утрачивает своего единства. Точно так же и изучаемая совокупность остается, по существу, единой.

г) Количественное увеличение материала, конечно, не устраняет полностью ту ограниченность материала, которая создается в результате своеобразия способов и условий собирания материала. Анамнестический метод только преодолевает эту ограниченность введением особых приемов обработки.

Так, при изучении воспроизводства населения по материалам, собранным о прошлом путем описанных выше приемов, нельзя произвести вычисление обычных общих коэффициентов рождаемости. Общий коэффи-

циент рождаемости, как известно, представляет отношение числа родившихся в определенную единицу времени (обычно календарный год) к числу всего населения, принятому равной какой-либо круглой цифре (обычно 1000). Вычислить этот коэффициент для ряда прошлых лет нельзя, так как анамнестически нет возможности установить знаменатель — „число всего населения". Путем опроса о прошлом создать для каждого года общую численность населения данного населенного пункта местности — совершенно непосильная задача. Для разрешения вопросов воспроизводства населения анамнестический метод пользуется коэффициентом плодовитости, что, впрочем, кроме невозможности вычисления коэффициентов рождаемости, имеет и прямые основания, так как дает более точный измеритель воспроизводительной силы населения.

По таким же основаниям невозможно вычисление общих коэффициентов смертности, которые представляют отношение между числом умерших в данный промежуток времени и средним для данного промежутка времени количеством населения (численность населения обычно приравнивается к 1000). Определение общей численности населения, как уже сказано, анамнестически невозможно, или во всяком случае крайне трудно выполнимо.

Материал, собранный приемами анамнестического метода, не допуская исчисления общих коэффициентов смертности, дает возможность изучения повозрастной смертности. Для измерения повозрастной смертности, как известно, употребляются показатели двух родов—коэффициенты смертности и вероятности смерти. Коэффициенты смертности представляют отношения числа умерших в данном возрасте к среднему числу населения в данных возрастных пределах. Отношение числа умерших в некотором промежутке возраста к числу доживших до начала данного промежутка возраста представляет вероятность смерти. При анамнестическом методе при изучении смертности исследование обычно в качестве измерителя имеет вероятности смерти (но не исключается, конечно, возможность вычисления и коэффициентов смертности).

Благодаря возможности, а в некоторых случаях даже необходимости вычислять вероятности (смерти, брака и т. п.), которая создается характером материала, анамнестический метод смог усвоить очень ценную методику построения таблиц смертности.

д) Построение таблиц смертности (таблиц доживаемости) является наиболее совершенным приемом изучения повозрастной смертности. Анамнестический метод пользуется методикой построения таблиц смертности не только для изучения повозрастной смертности и установления величин, обычно включаемых в содержание таблиц. Анамнестический метод использует значение таблиц смертности, дающих „научно-обоснованные детальные и наглядные числовые характеристики", в качестве общего методологически ценного комплекса приемов исследования, и строит аналогичные таблицам смертности, таблицы брачности, наступления menses и пр.

5. Перечисленные особенности и достоинства приемов обработки анамнестического метода сопряжены с рядом недостатков.

а) Способы разработки, усвоенные анамнестическим методом, несомненно, очень сложны. Очень длительные подготовительные операции — перенесение материала на фишки, составление вспомогательных таблиц и таблиц разработки — требуют не только значительных затрат времени, но и большого технического уменья и навыка.

б) Пользование более утонченными приемами исследования (вычисление вероятностей, методика построения таблиц смертности) подчиняет, как уже говорилось, обработку тем теоретическим требованиям, которые лежат в основе принимаемых приемов. Между тем материал не всегда поддается всем теоретическим требованиям, и в результате часто возможно лишь формальное, оторванное от теории, применение этих приемов.

в) Очень ценная особенность метода, заключающаяся в том, что одновременно с возможностью дифференцированного изучения ряда совокупностей, с возможностью получения множественных характеристик не исчезает единство наблюдаемой совокупности конкретных индивидуумов,—имеет и оборотную сторону.

При изучении по периодам одной и той же совокупности материал становится качественно бедным, не обеспечивающим всестороннего исследования. Так, например, при изучении плодовитости в связи с участием женщины в производственном труде, в образованных составных совокупностях делается почти невозможной комбинация участия в занятии с возрастом. Группировка по возрасту и по занятию может нередко вылиться в группировку только по возрасту, так как в группу незанятых попадут более молодые, в группу участвующих в производстве более пожилые возрасты. Или, например, иной случай, когда изучение ведется не в связи с возрастными группами, но внутри какой-либо определенной возрастной группы. Ведется, положим, изучение грамотности взрослого населения (старше 16 лет) по периодам. В период, совпадающий с моментом опроса, будут представлены все возрастные группы; для периода, положим, дореволюционного старческие группы не будут представлены, так как не будет в живых в момент опроса представителей этих групп.

г) Наконец, при изучении по периодам могут быть допущены неправильные выводы в тех случаях, когда имеется корреляционная связь между наступлением или ненаступлением признака и смертностью (см. подробнее ниже).

Учитывая эти возможные недостатки разработки при анамнестическом методе, приходится соответственно оценивать получаемые выводы. Но основная цель метода — получить сведения о прошлом в той форме и тех разрезах, которые требуются современным исследованием, несомненно достигается. Сложность и утонченность приемов находится в некотором противоречии с грубостью материала, но эти приемы дают все-

таки возможность произвести анализ материала, подвергнуть изучению целый ряд явлений.

6. Приводящийся ниже перечень тем, при исследовании которых применялся анамнестический метод, не претендует на исчерпывающую полноту. Возможно, что пропущены некоторые из тем, описание разработки которых дано где-либо в печати, и, конечно, остались вне перечня работы, производившиеся в научно-исследовательских институтах, но результаты которых не были опубликованы.

В состав большой темы, наиболее часто изучаемой приемами анамнестического метода, — изучение воспроизводства населения—входит большое число подчиненных тем. Определение длительности производительного периода женщин, установление среднего возраста наступления и прекращения menses, среднего возраста вступления в брак и наступления первой беременности, изучение плодовитости, установление интенсивности брачности, изучение смертности, установление порядка вымирания, определение частоты естественных и искусственных выкидышей и др.

Наибольшее внимание в опубликованных работах уделено изучению плодовитости. Коэффициенты плодовитости позволяют при изучении рождаемости устранить влияние основных факторов рождаемости—полового, возрастного и семейного состава населения и, тем самым, установить уже в чистом виде сравнительное влияние на степень размножения населения более сложных факторов — расового и наследственного и факторов социально-психологического и экономического порядка.[1]

При исследовании процессов воспроизводства населения коэфициенты плодовитости имеют, очевидно, существеннейшее значение.

а) Формы обработки, обычно применявшиеся при исследованиях по анамнестическому методу, строились почти по одному типу во всех изучаемых вопросах.

Способ построения таблиц обработки заимствован анамнестическим методом из общей теории построения таблиц смертности.

Тип таблицы, которой обычно пользовались до сих пор при исследованиях по анамнестическому методу, такой (таблица и описание способа заполнения ее отдельных граф взяты из статьи Г. А. Баткиса „Плодовитость калмыцкого народа", *3*).

В гр. 1 указываются возрастные группы (одногодичные или иные). Гр. 2 дает числа вступивших, бывших под наблюдением в данном возрасте, как переживших этот возраст, так и имеющих этот возраст в момент опроса. Нахождение чисел гр. 2 возможно как при посредстве вспомогательных таблиц, так и при помощи фишек. В гр. 3 указывается число тех, над кем наблюдение не закончено, переходящих в следующий период.

---

[1] Дж. Ч. Уиппль и С. А. Новосельский „Основы демографической и санитарной статистики", стр. 470.

Таблица 6

Возраст	Вступило в возраст	Наблюдение не закончено, перешло в следующий период	Наблюдение закончено	Признак наступил	На 1000 вступивших			
					в возраст		под наблюдение	
					призн. наступил	призн. не наступил	призн. не наступил	призн. наступил
1	2	3	4	5	6	7	8	9
14	318	—	318	9	28	972	972	28
15	309	12	297	45	152	848	824	176
16	252	9	243	103	424	576	475	525
17	140	8	132	85	644	356	169	831
18	47	—	47	21	446	554	93	907
19	26	—	26	16	615	385	36	964
20	10	—	10	10	1000	0	0	1000

Вычисляя вероятность умереть в возрасте 15 лет, нельзя число умерших в возрасте 15 л. (45 чел.) относить ко всему числу вступивших под наблюдение (309 чел.), так как в это число войдут и те, кому больше 15 лет, но еще нет 16 лет, т. е. имеющие 15 лет в момент опроса. Имеющие данный возраст в момент опроса (или при изучении по периодам — в определенный условный момент) и указываются в гр. 3. Для вычисления числа гр. 3 вычитаются из чисел гр. 2, разность записывается в гр. 4 „наблюдение закончено".

Дополнительно к гр. 3, в тех случаях, когда изучение ведется по периодам, включается графа „перешло из следующего периода", часть которой суммируется с числами гр. 2 (или гр. 4).

Делением чисел гр. 5, указывающих число тех, у кого признак наступил в данном возрасте, на число гр. 4 получаются числа гр. 6. Вычитанием из 1000 чисел гр. 6 получаются числа гр. 7. Умножением 1000 на верхнее из стоящих в гр. 7 чисел, деленное, в свою очередь, на 1000, получается первое число гр. 8. Умножением этого числа на второе число в гр. 7, опять-таки деленное на 1000, получается второе число гр. 8 и т. д. Так, в верхней строке в гр. 5 стоит 9, делением 9 на 318 (гр. 4) и умножением частного $\frac{9}{318}$ на 1000 получается $\frac{9000}{318}=28$ (гр. 6). Вычитанием из 1000 получается 972 (1000 — 28). Гр. $8: 1000 \times \frac{972}{1000}=972$. Второе число гр. $8: 972$. $\frac{848}{1000}=824$. Гр. $9: 1000-972=28$, $1000-824=176$ и т. д.

При применении таблиц к исчислению смертности отдельные графы, по мысли авторов тех работ, которые дали материал для описания практиковавшихся приемов обработки, должны были получить следующие зна-

чения: в гр. 2 даются общие числа бывших под наблюдением в данном возрасте, в гр. 4 — число проживших полностью под наблюдением данный возрастной промежуток от x до $x+1$. Гр. 6 — вероятность в данном возрасте смерти (с приведением к 1000). В гр. 7 — обратная вероятность, вероятность дожить до следующего возраста [1] (с приведением к 1000). Числа гр. 8 и 9 характеризуют порядок вымирания, т. е. по мысли авторов должны давать числа l_x (гр. 8) и $1000 - l_x$ (гр. 9) в обычных обозначениях таблиц смертности. При этом последовательное нахождение чисел l_x осуществляется путем последовательных же умножений на соответствующие величины вероятностей дожития (гр. 7).

При применении таблиц этого рода к изучению других вопросов находятся описанными приемами повозрастные вероятности брака, наступления menses, беременности и проч. Вычисляется повозрастный порядок наступления menses, прекращения menses и проч.

б) Изучение некоторых вопросов обходится совсем без построения таких таблиц — напр., вычисление общих коэффициентов плодовитости. В последнем случае важно найти только общее число женщин в способном к деторождению возрасте и число рождений, приходящихся на это число женщин. Число рождений определяется путем простого суммирования. Но непосредственный материал, собранный путем анамнестического метода, не позволяет точно таким же путем суммирования подойти к определению численности женщин в производительных возрастах. Материал объединяет различное число женщин, бывших в различных возрастах. Поэтому от установления общего числа женщин в способном к деторождению возрасте (как это было бы сделано при оперировании с данными переписи населения) приходят к установлению продолжительности производительного периода у всей совокупности женщин, бывших под наблюдением. Исчисление человеко-лет, прожитых всеми женщинами, бывшими под наблюдением, производится по способу „начетных рядов". Последовательное, начиная со старших групп, суммирование числа женщин, бывших под наблюдением в каждом данном возрасте, дает в итоге общее число человеко-лет производительного периода всех женщин.

Исчисление идет таким путем [пример взят из статьи Г. А. Баткиса — „Изучение плодовитости" (*1*)].

Возраст	Число женщин, бывших под наблюдением в данном возрасте	Число плодовитых лет
50	118	—
49	2	$0+118=118$
48	7	$118+2=120$
47	1	$120+7=127$
46	7	$127+1=128$
45	37	$128+7=135$
44	2	$135+37=172$

[1] В какой мере числа гр. 6 и 7 могут приближаться к действительным величинам вероятностей смерти и дожития см. на стр. 190—204.

Такое исчисление идет до 15-летнего возраста, являющегося начальным возрастом изучаемой группы (15—49 л.).

При более диференцированном изучении плодовитости таблицы усложняются. Так, при вычислении коэффициентов повозрастной брачной плодовитости для отдельных периодов таблицы строятся так, чтобы возможно было 1) определение числа человеко-лет, прожитых женщинами данного возраста в браке по отдельным периодам, и 2) установление числа рождений, приходящихся на каждое из найденных чисел женщин, или, точнее, чисел человеко-лет, прожитых женщинами наблюденной совокупности в определенном возрасте.

Число рождений отыскивается при помощи вспомогательных таблиц „трех измерений". Таблицы дают возможность вести подсчет в трех направлениях — по поколениям, по возрастным группам, по периодам и в комбинации этих трех признаков. Описание таблиц дано было выше.

7. Такова краткая и общая характеристика форм разработки, обычно употреблявшихся до настоящего времени в работах по анамнестическому методу.[1] Детальное ознакомление с практикуемыми приемами разработки можно составить по перечисляемым ниже печатным источникам.[2]

а) Сборник „Калмыки. Исследование санитарного состояния и запаса жизненных сил" (*3*). Помещенная в сборнике статья Г. А. Баткиса трактует вопрос о плодовитости калмыцкого народа и процессе воспроизводства калмыцкого населения. Как по самой статье, так, особенно, по табличным приложениям к статье можно проследить весь последовательный ход обработки материала, имеющий целью охарактеризовать процесс воспроизводства населения. В приложениях даны таблицы, представляющие установление среднего возраста наступления menses, вступления в брак, наступления первой беременности, дано исчерпывающее представление о табулировании материала при вычислении повозрастных коэффициентов плодовитости и, наконец, показаны на конкретном материале результаты изучения, выражающиеся в определении характера и темпа процессов воспроизводства населения.

В этом же сборнике, в предисловии, приведены ценные для ознакомления с сущностью анамнестического метода методологические указания.

б) Сборник „Даргинцы. Социально-гигиеническое исследование народностей Дагестана". Статьи А. Г. Епифановой „Плодовитость даргинки и детская смертность" (*8*) и Ф. Г. Мухамедьярова „Переживаемость взрослого населения Даргинского округа" (*13*) дают исчерпывающий материал для ознакомления с приемами обработки, применяемыми при анамнести-

---

[1] Оценка применяемых форм разработки дается ниже (см. стр. 190—204).

[2] Настоящая работа не ставит себе целью дать исчерпывающую библиографию анамнестического метода и перечислить все статистические исследования, применявшие методы анамнеза. Статистические исследования как перечисленные в тексте, так и отмеченные в перечне литературы приведены в виде наиболее типических образцов работ, применявших анамнестический метод.

ческом методе. Изучение возраста вступления в брак, среднего возраста первой беременности, определение коэффициентов плодовитости произведено путем построения описанных выше таблиц.

Так как изучение велось по двум периодам, то была составлена вспомогательная таблица возрастного распределения женщин в момент наблюдения и по возрасту при наступлении признака (вступления в брак и др.). Эта таблица позволяла определить число женщин, бывших под наблюдением в каждом из изучаемых периодов.

Определение среднего возраста (вступления в брак, первой беременности) велось путем построения обычных таблиц (см. стр. 169), представляющих порядок по возрастам вступления в брак, наступления беременности и пр. Ход рассуждений [1] авторов при вычислении среднего возраста следующий:

В таблице, приведенной на стр. 169 в гр. 8 и 9 приводятся вероятности ненаступления и наступления признака для 1000 лиц, вступивших под наблюдение. Или, иными словами, числа гр. 8 определяют число человеко-лет, прожитых исходной совокупностью 1000 чел. в данном возрасте без наступления признака. Суммирование всех чисел гр. 8 в возрастных границах, определяемых содержанием изучаемого вопроса, например свыше 10 л., при определении среднего возраста вступления в брак даргинки и т. п., дает общее число лет, прожитых совокупностью 1000 чел. без наступления признака. Делением полученной суммы на 1000 и прибавлением исходного возраста (10 лет — начальный возраст вступления в брак даргинки) получается средний возраст наступления признака (вступления в брак и др.).

В статье А. Г. Епифановой прослежен весь ход рассуждений при изучении воспроизводства поколений (по методу, предложенному Böckh'ом). Устанавливается: 1) количество лет, прожитых женщинами по пятилетним возрастным группам с учетом смертности женского населения в соответствующих возрастах, 2) повозрастные (по пятилетним возрастным группам) коэффициенты плодовитости, 3) ожидаемое число рождений, приходящихся на количество лет, прожитых женщинами, по пятилетним возрастным группам, 4) общее число ожидаемых рождений на всю совокупность, приведенную к 1000, 5) последнее число сопоставляется с численностью исходной (производящей) генерации—1000 женщин плюс 1000 (или соответствующее в зависимости от существующей в данной местности половой пропорции) мужчин. Сравнение численности воспроизведенного поколения с численностью воспроизводящего определяет по мысли автора характер процесса—рост или убыль населения.

в) Статья „Труд и производительная функция женщины" Г. А. Баткиса, Р. Б. Коган и Ф. Я. Шуфир, (2) представляет очень ценный источник как методологических, так и практических характеристик анамнести-

[1] Необходимые коррективы к такому построению указаны ниже, см. стр. 194 и 204.

ческого метода. Статья является обзором результатов обследования, произведенного по анамнестическому методу, работниц нескольких предприятий. В статье исследуются вопросы плодовитости (общей, повозрастной, повозрастной брачной и по отдельным периодам труда), изучается, в зависимости от возраста и периодов труда, распространение искусственных и естественных выкидышей и мертворождений, вычисляются коэффициенты интенсивности брачности, изучается детская смертность в связи с участием матери в профессиональном труде, определяется устойчивость браков. В приложении приведены рабочие таблицы, построенные при изучении перечисленных тем.

г) Очень полно представлена методология обработки и приемы табулирования в книге „Вологодская крестьянка и ее ребенок" Г. П. Синкевича (*21*). В этой же книге дано очень выразительное описание действительной обстановки, в которой нередко ведется наблюдение, и отмечены моменты, усложняющие и затрудняющие наблюдение.

д) Вопрос об изучении переживаемости взрослого населения рассматривается в статье Ф. Г. Мухамедьярова в „Казанском медицинском журнале" (*14*). Статья построена на основании материалов, полученных по „методу братьев и сестер". Изучение смертности взрослого населения ведется по периодам (при разработке были применены вспомогательные таблицы „трех измерений", давшие возможность изолированного изучения, по хронологическим периодам). Основные разработочные таблицы имеют обычный вид.

Перечисленными темами почти исчерпывается круг тех вопросов, о разработке которых приемами анамнестического метода имеются сообщения в литературе.[1]

IV. АНАМНЕСТИЧЕСКИЙ МЕТОД С ТОЧКИ ЗРЕНИЯ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ ТЕОРИИ НАСЕЛЕНИЯ

1. Выберем, как начало отсчета, какой-нибудь момент времени (напр., начало нашей эры и т. п.), для которого положим $t=0$; (t — время, протекшее от момента начала отсчета).

Положим далее

$$F(x,t)$$

равным числу лиц, доживших до возраста x из числа родившихся за время от 0 до t.

Тогда

$$\frac{\partial F(x,t)}{\partial t}=f(x,t) \tag{1}$$

---

[1] Работы, не упомянутые в тексте, но упомянутые ниже, в перечне литературы, затрагивают те же темы.

будет изображать плотность переживания возраста x для момента рождений t. В частности

$$f(o,t)=g(t) \tag{2}$$

будет изображать плотность переживания возраста o, т. е. плотность родившихся для момента t.

Далее

$$-\frac{\partial f(x,t)}{\partial x}=-\frac{\partial^2 F(x,t)}{\partial t\,\partial x}=\varphi(x,t) \tag{3}$$

будет представлять собою плотность смертности в возрасте x для родившихся в момент t.

Обследование, имеющее целью использование анамнестических данных, производится обычно на некоторый определенный момент времени τ_c.

Следовательно, обследование застает разных лиц всей рассматриваемой совокупности в разных возрастах. Возраст лица, родившегося в момент t, к моменту обследования будет равен

$$x=\tau_c-t \tag{4}$$

Если, при этом, обследование имеет в виду лишь лиц в промежутке возраста

$$(x_1,\ x_2)$$

где

$$x_2>x_1$$

то соответствующие граничным возрастам граничные моменты рождения будут

$$t_2=\tau_c-x_1$$

и

$$t_1=\tau_c-x_2,$$

где

$$t_2>t_1.$$

Число доживших до возраста x из числа родившихся в промежуток времени

$$t,\ t+dt$$

будет

$$f(x,\ t)\ dt.$$

В общих демографических исследованиях наиболее часто имеют применение следующие виды совокупностей живущих.

1) Число лиц, доживших до возраста x, из числа родившихся в промежутке времени от t_1 до t_2

$$L^{(1)}=\int_{t_1}^{t_2} f(x,t)\,dt \tag{5}$$

т. е. так называемая первая совокупность живущих.

Совершенно очевидно, что достижение одного и того же возраста x лицами из совокупности $L^{(1)}$ будет происходить не одновременно, а в промежутке времени от

$$\tau_1 = t_1 + x$$

до

$$\tau_2 = t_2 + x.$$

2) Число лиц из числа родившихся в промежутке времени от t_1 до t_2 и доживших до момента времени τ_c.

Совершенно очевидно, что все лица данной совокупности могут находиться в различных возрастах, в промежутке от

$$\tau_c - t_2 = x_1$$

до

$$\tau_c - t_1 = x_2$$

и для получения этой совокупности достаточно в интеграле (5), положив x переменным, задать

$$x = \tau_c - t$$

тогда

$$L^{(2)} = \int_{t_1}^{t_2} f(\tau_c - t, t)\, dt \qquad (6)$$

что изображает так называемую вторую совокупность живущих.

Чаще бывает более удобно выбрать x (возраст), как переменную интегрирования, и тогда вторая совокупность получает вид

$$L^{(2)} = \int_{t_1}^{t_2} f(\tau_c - t, t)\, dt = -\int_{x_2}^{x_1} f(x, \tau_c - x)\, dx = \int_{x_1}^{x_2} f(x, \tau_c - x)\, dx \qquad (6а)$$

Иначе — вторая совокупность живущих есть число лиц, достигших момента τ_c в промежутке возраста (x_1, x_2).

В статистической работе, проводимой общедемографическими методами (т. е. путем использования данных переписей и текущей регистрации смертности и рождаемости), вторая совокупность живущих получается легко, прямо из переписных разработок; при разработке по годам рождения—в виде (6), а при разработке по возрасту в виде (6а).

Совокупность живущих 1-го рода (5)—непосредственно из статистических разработок добыта быть не может и получается различными косвенными методами.

В общедемографических исследованиях, вследствие постоянного изменения величин совокупностей во времени (даже в условиях отсутствия миграций), по данной численной величине некоторой совокупности живущих нельзя определить величин никаких иных совокупностей живущих (т. е. совокупностей иного рода или ограниченных иными пределами) без знания конкретного выражения функции $f(x, t)$. В некоторых случаях лишь

удается установить систему неравенств, коей подчиняются совокупности некоторых видов.

Совершенно иначе обстоит дело при обработке данных, получаемых анамнестическим методом.

Прежде всего необходимо отметить, что подсчет общего числа обследованных анамнестическим методом всегда приводит в результате к совокупности живущих 2-го рода. Пусть, например, подсчет производился по возрасту, и обследованными на момент τ_c оказались индивидуумы в промежутке возраста от x_1 до x_2. Тогда общее число обследованных будет равно

$$L^{(2)} = \int_{x_1}^{x_2} f(x, \tau_c - x)\, dx.$$

В виду того, что те же самые индивидуумы, в силу анамнеза, оказываются у нас под наблюдением (при отсутствии миграции) во все моменты времени, предшествующие моменту τ_c (разумеется, с момента рождения или с иного начального возраста, поставленного границей анамнеза), мы можем считать, что вымирание не изменяет величин наших совокупностей, а потому, на основе найденной численности совокупности к моменту обследования, можем легко находить много иных видов совокупностей живущих, стоящих в связи с предшествующими моментами.

Пусть нами на некоторый момент τ_c обследованы индивидуумы в возрастах от x_1 до x_2. Тогда все эти индивидуумы будут принадлежать к поколению, имеющему границами моменты рождения

$$t_1 = \tau_c - x_2$$

и

$$t_2 = \tau_c - x_1 \ (x_2 > x_1 \text{ и } t_2 > t_1).$$

Выберем какой-либо возрастной промежуток внутри границ (x_1, x_2), например, промежуток

$$(x', x''),$$

где

$$x_1 \leqslant x' < x'' \leqslant x_2.$$

Индивидуумы, входящие в указанную совокупность, будут принадлежать к поколению

$$(t', t''),$$

где

$$t' = \tau_c - x''$$

и

$$t'' = \tau_c - x' \ (t'' > t').$$

Проследим теперь численные величины различных совокупностей живущих в пределах того же поколения (t', t'').

В момент обследования эта совокупность равна

$$(\tau_c) L^{(2)}{}_{(x'\,x'')} = \int_{x'}^{x''} f(x, \tau_c - x)\, dx \tag{7}$$

Возьмем некоторый предшествующий момент

$$\tau < \tau_c.$$

Если при этом

$$\tau \geqslant t'',$$

т. е. если исследуемый момент выбран не ранее момента рождения самого младшего из исследуемых индивидуумов, то, очевидно, что этот момент застанет всех тех же индивидуумов, что и в (7). Разница будет лишь в том, что все эти индивидуумы будут захвачены в возрастах более молодых, т. е. меньших на величину

$$\theta = \tau_c - \tau$$

или

$$(\tau_c - 0) L^{(2)}(x' - 0,\ x'' - 0) = (\tau_c) L^{(2)}(x', x'') = \int_{x'}^{x''} f(x, \tau_c - x)\, dx \tag{8}$$

Если же момент времени τ выбран так, что удовлетворяется неравенство

$$t' < \tau < t''$$

то численность лиц, находящихся под наблюдением в момент τ, уже не будет, конечно, равна численности лиц совокупности (7), но будет составлять ее вполне определенную часть. Легко найти величину такой совокупности.

Положим, по прежнему

$$\theta = \tau_c - \tau.$$

Тогда самый старший из индивидуумов в момент τ будет иметь возраст

$$x'' - \theta.$$

Самый младший будет, очевидно, иметь возраст 0, т. е. будет наблюден в момент рождения. К моменту τ_c он, следовательно, был наблюден в возрасте 0.

Таким образом, в этом случае

$$(\tau_c - 0) L^{(2)}(x' - 0, x'' - 0) = (\tau_c) L^{(2)}(0,\ x'') = \int_{\theta}^{x''} f(x, \tau_c - x)\, dx$$

Не выходя из границ того же поколения, рассмотрим численные величины совокупностей первого рода.

Пусть необходимо сначала определить величину совокупности живущих первого рода для возраста x, причем x удовлетворяет неравенству

$$o < x < x'.$$

Вполне очевидно, что в этом случае для всех возрастов указанного промежутка совокупности живущих первого рода численно будут одинаковы и будут совпадать по величине с учтенной при обследовании величиной совокупности живущих 2-го рода (7)

$$(t', t'')L^{(1)}_x = (\tau_c)L^{(2)}(x', x'') = \int_{x'}^{x''} f(x, \tau_c - x)\, dx.$$

Если x находится внутри границ возрастного промежутка

$$x' < x < x''$$

то очевидно, что искомая совокупность доживших под наблюдением до возраста x по величине будет составлять лишь часть совокупности (7), а именно, положив

$$x - x' = \theta$$

будем иметь

$$(t', t'' - 0)L^{(1)}_x = (\tau_c)L^{(2)}(x' + 0, x'') = \int_{x'+0}^{x''} f(x, \tau_c - x)\, dx. \qquad (9)$$

Наиболее часто приходится иметь дело с промежутком возраста, взятым в границах всего обследования.

Пусть и в этом случае некоторый, предшествующий времени обследования момент отстоит от момента обследования на θ лет назад. Тогда, расширяя границы промежутка (x', x'') до крайних границ обследования (x_1, x_2), можно кратко сформулировать все вышесказанное следующим образом.

1) Для того, чтобы получить численность совокупности лиц, состоявших под наблюдением θ лет назад, достаточно подсчитать число обследованных на момент τ_c лиц в возрастах (к моменту обследования)

$$\text{от } x_1 \text{ до } x_2,$$

если

$$\theta < x_1$$

и

$$\text{от } \theta \text{ до } x_2,$$

если

$$x_1 < \theta < x_2.$$

При этом на исследуемый момент лица изучаемой совокупности будут в промежутке возраста

$$(x_1 - \theta,\ x_2 - \theta)$$

или

$$(o,\ x_2 - \theta)$$

соответственно.

2) Для того, чтобы подсчитать число лиц, переживших под наблюдением возраст x, достаточно подсчитать всю величину обследованной совокупности, если заданный возраст

$$x < x_1.$$

Если же заданный возраст выше наиболее низкого возраста, учтенного при обследовании, т. е.

$$x = x_1 + \theta$$

то достаточно подсчитать число обследованных лиц в промежутке возраста

$$(x_1 + \theta,\ x_2).$$

Нередко бывает, что при обследовании задается и нижняя граница времени (в смысле эпохи) анамнеза. Пусть этот нижний граничный момент обозначается через τ_k.

Если в этом случае ставится вопрос о подсчете числа лиц, переживших возраст x, и если при этом

$$x < x_2 - (\tau_c - \tau_k)$$

то для решения задачи достаточно подсчитать число лиц в возрасте

$$\text{от } x_1 \quad \text{до } x + (\tau_c - \tau_k) \quad \text{при } x < x_1$$

или

$$\text{от } x \quad \text{до } x + (\tau_c - \tau_k) \quad \text{при } x > x_1.$$

Таким образом, при разработке данных, собранных анамнестическим методом, достаточно детальная разработка обследованной совокупности по возрасту дает возможность получения численных величин любых совокупностей живущих второго рода на моменты предшествующие и любых совокупностей живущих первого рода, если заданный возраст ниже старшего обследованного возраста.

В исследованиях, проводимых путем применения анамнестического метода, главным образом предметом изучения служат явления, интенсивность которых в сильной степени зависит от возраста.

С этой точки зрения, для получения меры интенсивности любого изучаемого явления в зависимости от возраста необходимо уметь находить величину (количество) прожитого под наблюдением времени в различных промежутках возраста.

Вместе с тем, интенсивность тех же изучаемых явлений обычно весьма существенно зависит и от той эпохи, к какой относятся проведенные под наблюдением годы.

Таким образом, перед исследователем, обрабатывающим материал, собранный по методу анамнеза, обычно стоит следующая задача.

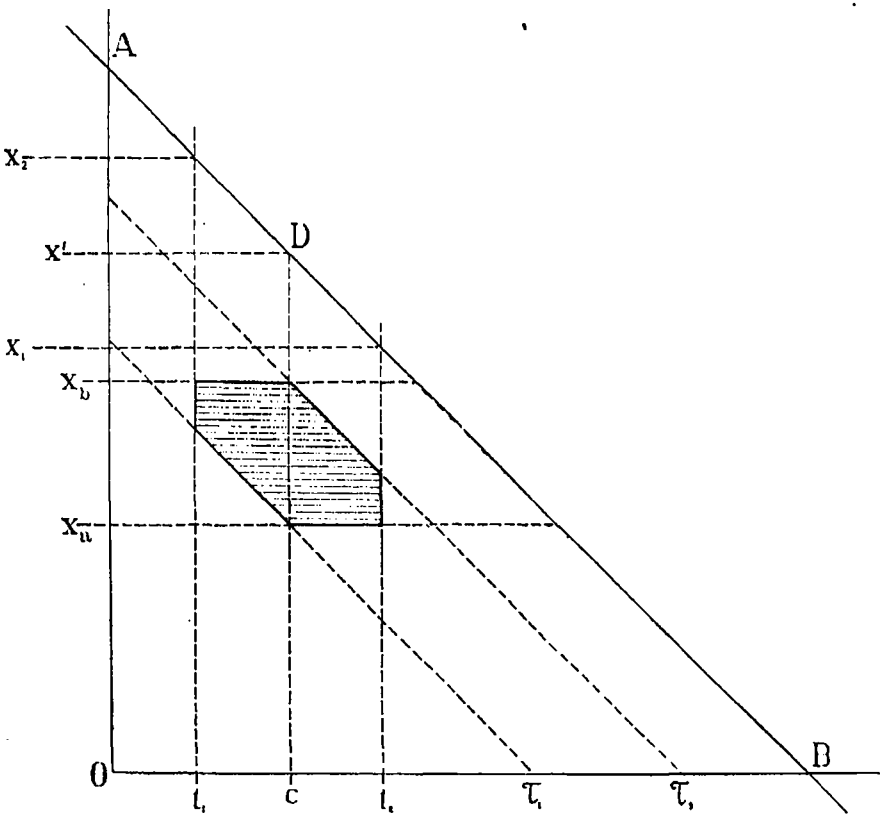
Найти число лет, прожитых совокупностью обследованных лиц в промежутке возраста

$$(x_a, x_b)$$

в течение эпохи

$$(\tau_1, \tau_2).$$

Пусть в нашем распоряжении имеются данные некоторого „идеального" обследования, т. е. такого обследования, в котором по отношению



Фиг. 1.

к каждому субъекту действительно зарегистрирована вся его жизнь, без всяких пропусков, вызываемых недостатками памяти.

Рассмотрим задачу подсчета прожитого времени в ее наиболее общем случае. Пусть (фиг. 1) на изохроне AB, соответствующей моменту обследования τ_c, отмечены все точки пересечения жизненных линий обследованных индивидуумов. В условиях отсутствия миграций мы должны считать все линии жизни начинающимися от момента рождения (или от начального возраста, регистрируемого анамнезом при обследовании) и продолжающимися непрерывно до пересечения с изохроной AB. Ни одна линия не заканчивается до своего пересечения с этой изохроной. Пусть

далее поставлена задача подсчета прожитого времени в пределах возраста (x_a, x_b) для поколения (t_1, t_2) за время эпохи (τ_1, τ_2).

Как было показано выше, число лиц, переживших любой возраст x в промежутке (x_a, x_b) на протяжении любого отрезка времени (τ_1, τ_2), может быть легко подсчитано, как часть всех лиц, застигнутых в момент обследования в возрастах (x_1, x_2). Для этого достаточно подсчитать соответствующее число точек пересечения линий жизни с изохроной.

Так, напр., число лиц, переживших под наблюдением возраст x_a, может быть легко получено следующим образом. Проведя CD параллельно оси OA, мы определяем возраст $x' = x_a + (\tau_c - \tau_1)$ как высшую границу возрастов на момент обследования тех лиц, какие в эпоху (τ_1, τ_2) пережили под наблюдением возраст x_a. Нижняя граница в этом случае очевидно равна x_1 (ибо мы ведем исследование в пределах поколения (t_1, t_2). Таким образом число лиц, переживших под наблюдением в эпоху (τ_1, τ_2) возраст x_a из поколения (t_1, t_2), определится как число лиц, имевших к моменту обследования возраста от x_1 до $x' = x_a + (\tau_c - \tau_1)$.

Имея всегда величину совокупности лиц, переживших под наблюдением в течение заданного промежутка времени заданный возраст (по отношению к заданному поколению) и обозначив эту величину через

$$\psi(x)$$

мы легко найдем и прожитое время, как сумму интегралов вида:

$$\int_{x_i}^{x_j} \psi(x)\, dx.$$

Если (как это обычно бывает) помощью анамнестического метода исследуется повозрастная интенсивность некоторого явления

$$v(x)$$

то повозрастный коэффициент этого явления получит выражение

$$n = \frac{\Sigma \int_{x_i}^{x_j} v(x)\,\psi(x)\, dx}{\Sigma \int_{x_i}^{x_j} \psi(x)\, dx}. \qquad (10)$$

На практике, числитель этой дроби получается из простейшей разработки по возрасту [1] анамнестически учтенных случаев явления, а знаменатель получается следующим образом.

Пусть, например, наше исследование ведется в пятилетних возрастных интервалах. Тогда указанным выше способом можно получить число

[1] А в случае надобности и по поколению и по календарной эпохе.

лиц, переживших под наблюдением (и в границах заданной эпохи и поколения) нижнюю и верхнюю границу каждого интервала.

Со вполне достаточной для практики точностью можно принять число лет, прожитых под наблюдением в любом возрастном интервале, как упятеренную полусумму чисел доживших (под наблюдением) до начала и конца возрастного интервала.

В случае, если анамнезом регистрируются и явления миграционного порядка, принципиальная сторона методики не меняется. Появляющиеся при этом некоторые трудности являются лишь трудностями технического порядка и разрешаются путем известного усложнения процесса разработки обследованного материала. Заметим, что здесь для понятия миграции мы даем весьма широкие рамки, понимая под миграционными процессами не только механические передвижения в собственном смысле, но и всякого рода переходы из одного состояния в другое.

2. Один из основных вопросов, ответ на который необходимо иметь всякому исследователю, предполагающему пользоваться в своих изысканиях анамнестическими методами, может быть формулирован как вопрос о принципиальной правильности тех результатов, какие он может получить как следствие своей работы. Иными словами, необходимо установить, аналогичны ли результаты, какие получаются при применении анамнестического метода, результатам, добываемым обычными демографическими приемами, т. е. приемами текущей регистрации, современной самому явлению. Или еще иначе: не оказывает ли влияния постепенное вымирание совокупности (от момента явления до момента регистрации) на правильность полученных результатов. Подчеркиваем, что мы ставим здесь вопрос о принципиальной правильности результатов и вовсе не касаемся тех, по существу случайно-технических погрешностей, какие могут быть внесены запамятованием явлений или времени их протекания, а также несовершенством самой организации обследования. В настоящем случае мы опять-таки будем представлять себе исследование поставленным таким образом, как если бы мы имели дело с идеальным случаем, когда память регистрирует явления абсолютно точно, и обследование, опять-таки с абсолютной точностью, регистрирует все показания памяти обследуемых.

Представим себе следующую схему протекания некоторого явления в населении.

Пусть нашему исследованию подлежит некоторая вполне однородная в смысле смертности группа населения, дожившая под наблюдением до некоторого возраста x

$$L(x).$$

Пусть далее, повозрастная смертность этой совокупности до тех пор, пока с совокупностью не происходит никаких изменений состояния, характеризуется величиной

$$u_1(x).$$

Иными словами, вероятность лицу из совокупности $L(x)$ умереть в промежутке возраста

$$x,\ x+dx$$

выражается через

$$\mu_1(x)\,dx.$$

В среде указанной совокупности $L(x)$ происходят некоторые изменения состояния. Часть лиц из совокупности $L(x)$ получает постепенно некоторый новый признак A (например, вступает в брак, заболевает, делается стойко-нетрудоспособной и т. п.).

Вероятность лицу из совокупности $L(x)$ в промежуток возраста

$$x,\ x+dx$$

получить признак A пусть измеряется через

$$v(x)\,dx.$$

Пусть, наконец, те лица, которые претерпели изменение своего состояния (получили признак A), в дальнейшем начинают вымирать уже в условиях новой смертности; вероятность лицу, имеющему признак A умереть в промежутке возраста

$$x,\ x+dx$$

будет уже

$$\mu_2(x)\,dx.$$

Для определенности положим, например

$$\mu_1(x) > \mu_2(x)$$

или

$$\mu_1(x) - \mu_2(x) = \mu_3(x) \geqslant 0 \tag{11}$$

Рассмотрим, во что обратится наша начальная совокупность по истечении времени z.

Определим, прежде всего, какое количество лиц доживет до возраста $(x+z)$, не получив признака A. Обозначим это число лиц через $L_1(x+z)$.

Тогда очевидно

$$L_1(x+z) = L(x) - \int_0^z L_1(x+z)\,v(x+z)\,dz - \int_0^z L_1(x+z)\,\mu_1(x+z)\,dz \tag{12}$$

Дифференцируя по z, имеем

$$L_1'(x+z) = -L_1(x+z)\,v(x+z) - L_1(x+z)\,\mu_1(x+z)$$

$$\frac{L_1'(x+z)}{L_1(x+z)} = -v(x+z) - \mu_1(x+z),$$

откуда, взяв интегралы в пределах от 0 до z от обеих частей

$$\lg \frac{L_1(x+z)}{L_1(x)} = -\int_0^z v(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz$$

$$L_1(x+z) = L(x)\, e^{-\int_0^z v(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz} \tag{13}$$

После этого, для совокупного изменения всего коллектива $L(x)$ с возрастом можно построить уравнение следующим образом.

Можно считать, что вся совокупность вымирает при условиях смертности, характеризуемых величиной

$$\mu_2(x)$$

и, кроме того, та часть совокупности, которая не получила к изучаемому моменту признака A, вымирает еще под действием дополнительной смертности

$$\mu_3(x) = \mu_1(x) - \mu_2(x) \tag{11}$$

Тогда

$$L(x+z) = L(x) - \int_0^z L(x+z)\,\mu_2(x+z)\,dz - \int_0^z L_1(x+z)\,\mu_3(x+z)\,dz \tag{14}$$

Дифференцируя по z и подставляя $L_1(x+z)$ и $\mu_3(x+z)$ из (11) и (13), будем иметь

$$L'(x+z) = -L(x+z)\,\mu_2(x+z) - L(x)\, e^{-\int_0^z v(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz} \times \cdot [\mu_1(x+z) - \mu_2(x+z)]$$

или

$$L'(x+z) + L(x+z)\,\mu_2(x+z) = -L(x)\, e^{-\int_0^z v(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz} \cdot [\mu_1(x+z) - \mu_2(x+z)] \tag{15}$$

Это дифференциальное уравнение легко интегрируется посредством умножения на

$$e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz}$$

именно:

$$L'(x+z)\, e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz} + L(x+z)\,\mu_2(x+z)\, e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz} = L(x)\,[\mu_2(x+z) - \mu_1(x+z)]\, e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz - \int_0^z v(x+z)\,dz}$$

или

$$\frac{d}{dz}\left(L(x+z)\,e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz}\right) = \\ = L(x)\,[\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)]\,e^{\int_0^z [\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)-v(x+z)]dz}.$$

Взяв от обеих частей интегралы в пределах от 0 до z

$$L(x+z)\,e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz} - L(x) = \\ = L(x)\int_0^z dz\,[\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)]\,e^{\int_0^z [\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)-v(x+z)]\,dz}$$

или

$$L(x+z) = \\ = L(x)\,e^{-\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz}\left\{1+\int_0^z e^{-\int_0^z v(x+z)\,dz}\,d\left[e^{\int_0^z [\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)]\,dz}\right]\right\}.$$

Наконец, интегрируя по частям, получаем

$$L(x+z) = L(x)\,e^{-\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz}\left\{1+\left[e^{\int_0^z [\mu_2(x+z)-v(x+z)-\mu_1(x+z)]\,dz}\right]_0^z + \right. \\ \left. + \int_0^z v(x+z)\,e^{\int_0^z [\mu_2(x+z)-\mu_1(x+z)-v(x+z)]\,dz}\,dz\right\}.$$

Откуда

$$L(x+z) = L(x)\,e^{-\int_0^z \mu_1(x+z)\,dz - \int_0^z v(x+z)\,dz} + \\ + L(x)\,e^{-\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz}\int_0^z v(x+z)\,e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz - \int_0^z v(x+z)\,dz}\cdot dz. \qquad (16)$$

Так выражается сумма доживших до возраста $x+z$ из начальной совокупности $L(x)$, в условиях различной смертности для членов сово-

купности, имеющих и не имеющих признак A. При этом первый член правой части

$$L_1(x+z) = L(x)\, e^{-\int_0^z \mu_1(x+z)\,dz - \int_0^z v(x+z)\,dz} \tag{16a}$$

представляет собою число лиц, доживших до возраста $x+z$ без признака A, и второй член

$$L_2(x+z) = L(x)\, e^{-\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz} \int_0^z v(x+z)\, e^{\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz - \int_0^z \mu_1(x+z)\,dz - \int_0^z v(x+z)\,dz}\, dz \tag{16b}$$

число доживших до того же возраста при наличии признака A.

Легко проверить непосредственной подстановкой:

$$\mu_1(x+z) = \mu_2(x+z) = \mu(x+z)$$

что в условиях одинаковости смертности обеих частей совокупности, выражение (16б) приводится к обычному виду

$$L(x+z) = L(x)\, e^{-\int_0^z \mu(x+z)\,dz} \tag{17}$$

выражающему закон доживаемости при некоторой смертности $\mu(x)$.

Теперь, для того чтобы с наглядностью выяснить различия, какие могут возникнуть при применении анамнестических и общедемографических методов, зададимся какими-нибудь гипотезами о виде функций

$$\mu_1(x+z),\ \mu_2(x+z) \text{ и } v(x+z).$$

Возьмем для облегчения выкладок, в качестве примера, простейшую из гипотез о законе вымирания — гипотезу De-Moivre'a, при которой

$$l_{x+z} = l_x - kz. \tag{a}$$

На не слишком большом промежутке возраста и в пределах преимущественно возрастов взрослых людей эта гипотеза может довольно удовлетворительно давать выражение для действительного убывания чисел l_{x+z}.

Положим (как следствие из (а) при $l_x = 1$)

$$\mu_1(x+z) = \frac{b}{1-bz} \tag{18}$$

$$\mu_2(x+z) = \frac{b}{1-bz} + c \tag{19}$$

Пусть далее и функция $v(x+z)$ имеет аналогичный вид

$$v(x+z) = \frac{n}{1-nz} \tag{20}$$

Тогда

$$e^{-\int_0^z \mu_1(x+z)\,dz} = e^{-\int_0^z \frac{b\,dz}{1-bz}} = 1-bz \tag{21}$$

$$e^{-\int_0^z \mu_2(x+z)\,dz} = e^{-\int_0^z \frac{b\,dz}{1-bz} - \int_0^z c\,dz} = e^{-cz}(1-bz) \tag{22}$$

$$e^{-\int_0^z \nu(x+z)\,dz} = e^{-\int_0^z \frac{n\,dz}{1-nz}} = 1-nz \tag{33}$$

Подставляя (18), (19), (20), (21), (22) и (23) в (16), (16a) и (16b), находим:

$$L(x+z) = L(x)(1-bz)(1-nz) + L(x)\,n\cdot(1-bz)\frac{1-e^{-cz}}{c} \tag{24}$$

$$L_1(x+z) = L(x)(1-bz)(1-nz) \tag{24a}$$

$$L_2(x+z) = L(x)\,n(1-bz)\frac{1-e^{-cz}}{c} \tag{24b}$$

Пусть перед нами стоит вопрос о величине вероятности получения признака A в промежутке возраста от x до $x+1$.

Положим, для простоты рассмотрения, что в течение того однолетнего промежутка времени, для которого исследуется интенсивность наступления признака A, — никакой смертности не наблюдается, и что все $L(x)$ лиц, какие были в живых к началу промежутка возраста

$$(x,\ (x+1))$$

остаются в живых и к концу его.[1]

---

[1] Заметим, что принятие в расчет смертности, могущей обнаружиться в течение столь малого промежутка времени, численно изменит величину вероятности весьма незначительно, в наиболее обычных для практики случаях. Именно, в этом случае вероятность будет равна

$$r_{x'} = \frac{\int_0^1 L_1(x+z)\,\nu(x+z)\,dz}{L(x)} = \frac{\int_0^1 L(x)(1-bz)(1-nz)\frac{n}{1-nz}\,dz}{L(x)} =$$

$$= \frac{L(x)\,n\int_0^1 (1-bz)\,dz}{L(x)} = n\left(1-\frac{b}{2}\right).$$

В обычных условиях (для взрослых людей) величина b — крайне незначительна (порядка 0.005), почему результаты

$$r_{x'} = n\left(1-\frac{b}{2}\right) \text{ и } r_x = n,$$

Тогда вероятность получения признака A в течение промежутка возраста $(x, x+1)$ будет

$$r_x = 1 - e^{-\int_0^1 v(x+z)\,dz} = 1 - e^{-\int_0^1 \frac{n\,dz}{1-nz}}$$

или

$$r_x = 1 - (1-n) = n$$

При обычных демографических методах исследования, т. е. при текущей регистрации наступления признака A, мы и получим для вероятности наступления признака A (если не считаться со смертностью) величину

$$r_x = n.$$

Следовательно, к моменту возраста $(x+1)$ мы будем иметь

$$L(x).\ n$$

лиц, получивших признак A.

Пусть теперь исследование проводится анамнестическим методом через a лет от момента достижения возраста $x+1$.

Тогда всего из совокупности $L(x)$ доживет:

$$L(x+a) = L(x)(1-na)(1-ba) + L(x)\,n(1-ba)\frac{1-e^{-ca}}{c}.$$

В том числе из совокупности получивших признак A в возрасте $(x, x+1)$ доживет (в условиях смертности $\mu_2(x+z)$

$$L^{(1)}_{(x+a)} = L(x)\ n \cdot e^{-\int_0^a \left(\frac{b}{1-bz}+c\right)dz} = L(x)\,n\,e^{-ca}(1-ba).$$

Отсюда искомая вероятность получит следующий вид:

$$r''_x = \frac{n\,e^{-ca}(1-ba)}{(1-na)(1-ba) + n(1-ba)\frac{1-e^{-ca}}{c}} = n\,\frac{e^{-ca}}{1-na+n\frac{1-e^{-ca}}{c}}.$$

можно считать практически идентичными. Так, напр., при

$$r_x = 0.00250$$

для r_x' получаем значение

$$r_x' = 0.00249.$$

Мы берем в рассмотрение величину $r_x = n$, а не $r_x' = n\left(1-\frac{b}{2}\right)$ для того, чтобы яснее оттенить различия, накопляющиеся за длительный промежуток времени, отделяющий момент обследования от момента наступления явления (при анамнестическом методе исследования) и не вмешивать сюда же различия, какие могут наступить уже в самый год обследования.

В случае, если $c=0$, то, принимая во внимание, что

$$\lim\left(\frac{1-e^{-cu}}{c}\right)_{c=0}=a$$

получаем

$$r_x''=\frac{n}{1-na+na}=n$$

т. е. в этом случае анамнестический метод дает результат вполне согласный с общедемографическим; в случае же, когда $c\lesseqgtr 0$, анамнестический метод приводит к результатам, отличным от обычных.

Сравнение полученных выражений для r_x и r_x'' не позволяет a priori судить о том, в каких случаях мы получаем преувеличенное или преуменьшенное значение для r_x''. Даже при данных простейших гипотезах для функции доживаемости величина дроби

$$k=\frac{e^{-ca}}{1-na+n\frac{1-e^{-cu}}{c}}$$

зависит не только от знака при c, но и от комбинации абсолютных величин c, n и a.

В частном случае, когда c и ca — невелики, выражение

$$1-e^{-ca}$$

можно заменить его приближением

$$\frac{2ca}{2+ca}.$$

Тогда r_x'' примет вид

$$r_x''=n\frac{2-ca}{2+ca(1-na)}.$$

В силу того, что по самому смыслу

$$1\geqslant 1-na\geqslant 0$$

(ибо это есть вероятность дожития без признака A), в этих условиях можно сказать, что при $c>0$, т. е. если смертность получивших признак A больше, чем не получивших, мы получаем преуменьшенную вероятность наступления признака A.

Если же $c<0$, т. е. в обратном случае — мы получаем преувеличенную величину для вероятности.

Конечно, эта систематическая неправильность делается заметной лишь при существенном различии в смертности получивших и не получивших признак A.

Заметим еще, что величина погрешности в весьма сильной степени зависит от расстояния во времени от момента явления до момента обследования. При единовременном анамнестическом опросе лиц различных возрастов и последующем (на основе анамнеза) расчете повозрастных коэффициентов интенсивности некоторого явления — наибольшие искажения вносятся в повозрастные коэффициенты для молодых возрастов, ибо в этом случае наибольшая доля показаний будет получаться через много лет после самого наступления признака.

Резюмируя изложенное в настоящей главе, можно высказать следующее общее положение.

Применение анамнестического метода для изучения явлений, интенсивность которых (как можно предполагать) находится в заметной корреляции со смертностью (или доживаемостью) лиц, анамнестически обследуемых, в общем случае может привести к искаженным результатам, почему в этих случаях использование результатов требует сугубой осторожности в выводах.

V. К МЕТОДИКЕ РАЗРАБОТКИ

1. Как уже было выше сказано, основной задачей при исследованиях, проводимых анамнестическим методом, является изучение повозрастной интенсивности некоторых явлений человеческой биографии.

С этой точки зрения разработка результатов некоторого обследования имеет обычно перед собой две следующие частные задачи: а) подсчет числа случаев некоторого явления в разрезе возраста, эпохи и (иногда) поколения и б) подсчет числа прожитых под наблюдением человеко-лет — тоже в повозрастном разрезе и в условиях ограниченной заданием эпохи.

Технически разработка может осуществляться двумя различными способами. Первый, логически наиболее простой, но далеко не самый экономный с точки зрения трудоемкости, — это метод, при котором технической счетной единицей является человеко-год. В этом случае анкетный результат обследования переносится на специальные фишки, причем каждая фишка соответствует отдельному наблюденному человеко-году. При этом методе одна анкета (на одно лицо) может и должна породить несколько фишек и именно столько, сколько лет под наблюдением (анамнестическим) прожило данное лицо. Общее число фишек равняется общей сумме анамнестически-учтенных человеко-лет. После выноса на фишки человеко-лет (со всеми группировочными признаками, характеризующими данный прожитый человеко-год) разработка делается до крайности простой и ничем не отличается от простейшей обычной статистической разработки.

Второй метод, логически гораздо более сложный, требующий значительно более высокой квалификации разрабатывающего персонала, может быть вкратце охарактеризован как метод косвенного исчисления потреб-

ных данных, на основе применения комбинационных таблиц, в основу построения коих положена схема „демографической сетки".

Мы уже указывали выше, что при применении анамнестических методов обследования детальная разработка данных (на момент обследования) по возрасту дает все исходные точки для получения огромного числа потребных для исследования совокупностей живущих первого и второго рода, и тем самым для получения данных о числе прожитых под наблюдением человеко-лет, почти в любых заданных границах возраста, эпохи и времени рождения (поколения). Если к этому присоединить разработку (по возрасту и по эпохе) материала о числе случаев явления, интенсивность коего изучается, то в результате разработка сравнительно незначительного по количеству материала может дать в руки исследователя в короткий срок все необходимые данные.

Какому из этих двух методов следует отдать предпочтение?

С точки зрения экономии труда, несомненно, второй метод является гораздо более выгодным. Однако он требует, как было уже упомянуто, значительно более высокой квалификации персонала, занятого разработкой. Кроме того, следует отметить, что второй, косвенный метод может применяться с выгодой лишь в тех случаях, когда анамнестически регистрируемые этапы человеческой биографии — сравнительно немногочисленны и, главное, не комбинируются во времени друг с другом. Применение косвенного метода, в случаях сложной биографии-анамнеза, например в случае, когда изучается интенсивность какого-либо явления в зависимости и от эпохи, и от изменчивого семейного состояния, и от изменчивой производственно-профессиональной принадлежности, и от возраста, и от миграций делает потребную для такого изучения схему сеток-таблиц настолько громоздкой, а исчисления переходов из одного состояния в другое настолько сложными, что уничтожает всю эффективность сокращенного метода работы. В таких сложных разработках наиболее рационален первый, прямой метод разработки. За бо́льшую применимость первого, прямого, метода говорит и все усиливающаяся механизация статистических разработок. При машинном способе обработки материала количество материала перестает играть главную роль. Кроме того, в этом случае отпадает и главное неудобство первого метода — вынесение данных на специальные фишки, ибо такое вынесение с успехом может быть заменено целесообразно сконструированной системой предварительной разметки материала.

При разработке материала, получаемого путем анамнестического обследования, поскольку разработка проходит в разрезах возраста, эпохи и поколения (или возраста к моменту обследования), *необходимо всегда* иметь в виду, что ограничение исследуемых совокупностей всегда идет по линии трех временных координат. Какую бы из демографических схем мы ни положили в основу, будь то схема Knapp'a (*31*), Lexis'a (*32*) прямоугольная, Lexis'a косоугольная, Becker'a (*33*) и т. д., мы всегда в этом

случае, помимо совокупностей главных, будем иметь дело с совокупностями элементарными. Если отсчет эпох ведется в календарных годах (обычно он так и производится), то только в исключительных случаях — именно, когда обследование произведено на „момент" 1 января — мы будем иметь границы эпох совпадающими с границами возрастной разработки. Простой пример лучше всего выясняет это обстоятельство. Если например, обследование произведено 1 января 1927 г. и к этому моменту зарегистрировано a лиц в возрасте 29 лет, то в этом случае мы можем вполне определенно утверждать, что события, какие произошли в среде этих a лиц в то время, когда им было 27 лет, все произошли после 1 января 1924 г. и до 1 января 1926 г., т. е. в границах точных календарных лет 1924 и 1925. Но уже и в этом случае мы лишены возможности, на основании возраста в момент явления и в момент обследования установить их распределение между 1924 и 1925 гг. В случае же, если обследование имело место не 1 января, а произведено на какую-либо иную дату (в особенности, если само обследование растянуто во времени), календарные границы эпох (в смысле календарных лет) делаются неуловимыми без разработки в дополнительном разрезе — разрезе эпохи. Но такая разработка, вообще говоря, необходимая для целей разделения эпох во всех случаях, требует введения в схему, а следовательно и в разработочные таблицы, элементарных совокупностей. И если в практических случаях, в особенности при разработке по однолетним возрастным группам, можно иногда и пренебрегать делением на элементарные совокупности, то теоретически это всегда является необходимым. В случаях же когда разработка ведется по укрупненным интервалам возраста, пренебрежение делением на элементарные совокупности может повести к заметным ошибкам.[1]

2. Законченная разработка данных некоторого обследования, проведенного по анамнестическому методу, приводит чаще всего в результате к таблице повозрастных вероятностей некоторого биологического, социального или бытового фактора. В этом случае результаты разработки делаются аналогичными тем результатам, какие мы имеем в графе вероятностей смерти (q_x) обычной таблицы смертности.

Отсюда вытекает возможность использования полученной графы повозрастных вероятностей для построения и иных граф, аналогичных графам таблицы смертности, иными словами, для построения так называемых таблиц выбывания (Dekremententafeln) (*34*), включающих в себе целый ряд биометрических функций. На ряду с графой повозрастной ве-

[1] В работах Г. А. Баткиса и Г. П. Синкевича, которым принадлежит заслуга наибольшего внедрения в нашу статистику анамнестических методов (см. стр. 209), к сожалению, в особенности в работах методологического характера, не обращено внимания на необходимость такого подразделения наблюденных данных на элементарные совокупности, что и лишает примеры разработочных таблиц (по возрасту в момент явления, возрасту в момент обследования и по эпохе) необходимой в этом случае четкости и ясности.

роятности наступления события можно получить графу обратных повозрастных вероятностей — вероятностей того, что лицо, достигшее начальной границы возраста без признака A, достигнет и верхней границы возрастного интервала без этого признака (аналогия графе p_x). Далее легко получается графа чисел повозрастного уменьшения совокупности лиц, не имеющих признака A (аналогия графе l_x), а также графа последовательных разностей (взятых со знаком +) предыдущей графы, т. е. повозрастный ряд чисел лиц, получающих признак A из состава некоторой начальной совокупности, принятый за 1, 1000 или 100 000 (аналогия чисел d_x).

Весьма важное значение для дальнейших вычислений разного рода средних величин получает графа, аналогичная графе чисел L_x таблицы смертности, т. е. графа чисел, измеряющих сумму человеко-лет, прожитых убывающей совокупностью (лиц без признака A) в промежутке возраста от x до $x+1$; эта же графа измеряет собою среднее число лиц, живущих без признака A в промежутке возраста от x до $x+1$, при начальной величине совокупности принятой за 1, 1000 и т. д. и при убывании, согласном с нашей таблицей (аналог стационарного населения). Если число лиц убывающей совокупности обозначить через u_x, то числа этой графы могут быть получены как интегралы

$$\bar{u}_x = \int_x^{x+1} u_x dx$$

Простейшее приближение этой формулы (в предположении линейности u_x в промежутке x, x + 1)

$$\bar{u}_x = \frac{u_x + u_{x+1}}{2}$$

Иными словами, числа этой графы могут быть получены как полусумма чисел лиц, доживших без признака A до нижней и верхней границ изучаемого возрастного интервала. Суммирование чисел $\bar{u}_x$ с конца таблицы даст новую графу — суммы лет, которую может прожить в дальнейшем без признака A вся совокупность лиц, уже достигших (без признака) возраста x.

В прежних обозначениях числа этой графы могут быть представлены так

$$v(x) = \int_x^{\omega} u_x dx$$

где ω — крайний возраст, после которого $u_{\omega+1}$ может быть принято равным нулю, ибо в силу тех или иных причин (вымирания или получения всеми лицами признака A) не остается лиц без признака A.

Наконец, делением чисел графы v_x на u_x мы находим числа лет, какие может *еще* прожить без признака A лицо, достигшее без признака A некоторого возраста (аналогия средней продолжительности предстоящей жизни).

Далее, методами, аналогичными тем, какие имеют применение в таблице смертности, можно получить и величины вероятной продолжительности пребывания без признака A лица, достигшего без признака возраста x, и, наконец, вычислить „нормальный" (наиболее частный в „стационарном" населении) возраст наступления признака A.

Как мы уже выше упоминали, весьма многое по внесению указанных методов в нашу статистику сделано трудами Г. А. Баткиса и его сотрудников (в особенности д-ра Г. П. Синкевича). Ими, едва ли не впервые в СССР, дана методологическая трактовка приемов анамнестического исследования демографических явлений и проведен ряд конкретных исследований.

Нужно отметить при этом и некоторые методологические неточности и недочеты, имеющие место в их работах, повидимому, неизбежные по новизне дела.

Укажем прежде всего на то, что при вычислении „средняго возраста" (в концепции „стационарного" населения) для подсчета числа лет, какое может прожить в дальнейшем без признака A вся совокупность лиц, достигших без этого признака некоторого возраста x, — авторы используют графу чисел, достигающих данного возраста без признака, т. е. числа u_x в нашем обозначении (аналогично числам l_x в таблице смертности), вместо чисел

$$\bar{u}_x = \frac{u_x + u_{x+1}}{2} \quad \text{(приближенно)}$$

Это ведет или к преувеличению (если в сумму взято и число u_x), или к преуменьшению (если суммирование заканчивается числом u_{x+1}) средней продолжительности предстоящей жизни без признака, а следовательно и среднего возраста наступления признака, на полгода. В случае, если суммирование заканчивается на величине u_{x+1}, в результате должна получиться величина, аналогичная неполной (укороченной) продолжительности жизни.[1]

Именно так произведены расчеты среднего возраста наступления menses у женщин Г. А. Баткисом, в результате чего в одном случае средний возраст оказывается 17.29 (вместо 17.79), а в другом 18.76 (вместо 19.26) (*1*).

У другого автора, Г. П. Синкевича (*20*), величина u_x включается в суммирование, вследствие чего в его примере (возраст прекращения

---

[1] В международно-принятых обозначениях эта величина обозначается через e_x, в то время как полная средняя продолжительность предстоящей жизни обозначается символом $\mathring{e}_x$.

менструаций) — средний возраст оказывается преувеличенным — 44.7 лет, вместо 44.4 лет

$$35 + \frac{9220}{997} = 44.4$$

Следует указать также на некоторую неточность интерпретации указанными авторами полученных ими величин. Исчисленный средний возраст в их представлении получает значение некоторой абсолютной величины, характеризующей всю совокупность в целом. Между тем, с точки зрения математической теории населения полученное значение — есть лишь частное значение некоторой динамической величины, которая меняется вместе с возрастом. Так, например, в цитированном примере исчисления среднего возраста прекращения menses мы в сущности имеем лишь среднюю продолжительность предстоящего продолжения menses у женщин, доживших в условиях сохранения менструальной функции до 35 лет — равную в этом случае 9.4 года.

Для женщин же, доживших, например, в условии сохранения менструальной функции до возраста 40 лет, средняя предстоящая длительность продолжения menses оказывается равной 8.6 лет и средний возраст прекращения menses

$$T_{40} = 40 + \frac{4724.0}{776} = 40 + 7.0 = 47.0$$

а не 44.4 года, как было бы в том случае, если величине 44.4 года придавать безотносительное к возрасту значение. Наконец, для женщин, достигших возраста 45 лет без прекращения menses, остается еще

$$a_{45} = \frac{1807.5}{385} = 4.7 \text{ лет}$$

до предстоящего прекращения menses (в среднем) и средний возраст повышается до

$$T_{45} = 45 + 4.7 = 49.7 \text{ лет.}$$

Таким образом средний возраст из статически-абсолютной величины превращается в величину переменную, функцию возраста доживших, с гораздо более богатым содержанием.

VI. ОБ ОСНОВНЫХ ТЕХНИЧЕСКИХ ПРИЕМАХ РАЗРАБОТКИ

Разработка данных обследования, проведенного по анамнестическому методу, без вынесения на фишки (косвенным методом) может быть осуществлена, примерно, следующим способом.

Пусть, например, результаты наблюдения выражаются в следующей таблице (мы берем в качестве примера простейший случай, т. е. случай,

когда все предшествующие „эпохи" рассматриваются вместе, без разделения).

Таблица 7

Возрастной класс	Зарегистрировано в момент опроса в данном возрастном классе	Число случаев наступления признака в данном возрастном классе
30 л. . . .	20	15
31 „ . . .	12	14
32 „ . . .	10	7
33 „ . . .	10	13
34 „ . . .	8	8
35 „ . . .	15	19
36 „ . .	6	7
37 „ . . .	8	6
38 „ . . .	12	8
39 „ . . .	13	8
40 „ . . .	20	10
41 „ . . .	8	2
42 „ . . .	4	2
43 „ . . .	5	1
44 „ . . .	5	1
45 „ . . .	4	1
Всего . .	160	122

(Обследование охватывает лишь лиц возраста 30—45 лет)

Исходя из этой таблицы, можно построить некоторую вспомогательную таблицу. Ход рассуждений рисуется следующим образом. Точный возраст 30 лет (30-й год рождения) пережили под наблюдением все зарегистрированные при опросе лица — 160 лиц. Точный возраст 31 год (31-й год рождения) пережили под наблюдением все лица, за исключением тех из них, коим к моменту обследования было менее 31 года, т. е. за исключением тех лиц, которые в момент обследования имели 30 лет (20 человек), т. е. 140 чел.

Точно так же можно утверждать, что точный возраст 32 года пережили под наблюдением все лица данной совокупности, кроме тех, коим к моменту опроса еще не исполнилось 32 года, т. е. кроме лиц в возрасте 30 л. и 31 года

$$160 - 20 - 12 = 128 \text{ лиц.}$$

На основе указанных соображений легко заполняется гр. 3 вспомогательной таблички.

Таблица 8

Возрастной класс	Зарегистрировано в момент опроса лиц в данном возрастном классе	Число лиц, переживших под наблюдением нижнюю границу возрастного класса	Среднее число лиц, живших под наблюдением в данном возрастном классе	Число случаев наступления признака в данном возрастном классе	Повозрастный коэффициент частоты наступления признака
1	2	3	4	5	6
30	20	160	150	15	0.100
31	12	140	134	14	0.104
32	10	128	123	7	0.057
33	10	118	113	13	0.115
34	8	108	104	8	0.077
35	15	100	92.5	19	0.205
36	6	85	82	7	0.085
37	8	79	75	6	0.080
38	12	71	65	8	0.123
39	13	59	52.5	8	0.152
40	20	46	36	10	0.278
41	8	26	22	2	0.091
42	4	18	16	2	0.125
43	5	14	11.5	1	0.087
44	5	9	6.5	1	0.154
45	4	4	2	1	0.500

Итак мы имеем 160 лиц, переживших под наблюдением 30-й год рождения (точный возраст 30 лет). Из них 15 человек получили в промежутке возраста от 30 лет (точно) до 31 г. (точно) исследуемый признак. Можно ли построить вероятность наступления признака в возрастном классе 30 лет путем деления.

$$15 : 160?$$

Несомненно нет, ибо в отношении 20 лиц (имеющих возраст более 30 лет, но менее 31 года) мы остаемся в неизвестности, были или нет у них случаи наступления признака A после момента опроса (до достижения всеми ими точного возраста 31 год).

Вместе с тем мы имеем законченные наблюдения относительно всех моментов жизни в промежутке от 30 лет до 31 года для 140 лиц ($160 - 20 = 140$).

Нельзя ли построить вероятность наступления признака в промежутке от 30 л. (точно) до 31 года (точно), как отношение

$$15 : 140?$$

Опять-таки нельзя, ибо 15 случаев наступления признака могут относиться не только к этим 140 лицам. Часть случаев наступления признака могла произойти и в среде тех 20 лиц, которые не успели прожить под наблюдением весь промежуток возраста от 30 до 31 года.

Нужно отметить, что некоторыми из приведенных соображений пренебрегали, к сожалению, многие исследователи, применявшие анамнестические методы при демографических работах. Заметим, что во многих случаях (в особенности при разработке по однолетним возрастным группам) получающиеся вследствие этого ошибки и неточности обычно невелики в количественном смысле. Но a priori нельзя утверждать, что ошибки всегда и во всех случаях будут малы. В особенности существенны могут быть ошибки при разработке по укрупненным (напр., пятилетним) интервалам возраста.

Но если мы лишены возможности непосредственно получить величину вероятности наступления признака в данном возрасте, то ничто нам не мешает получить величину повозрастного коэффициента частоты признака, т. е. отношения числа случаев наступления признака в данном возрасте к среднему числу лиц, находившихся под наблюдением в данном промежутке возраста (вернее к среднему числу человеко-лет, прожитых в данном промежутке возраста).

Найти приближенное (см. стр. 193) число лиц, живших в данном промежутке возраста, весьма легко. Оно будет (приближенно) равняться среднему арифметическому (полусумме) числа лиц, доживших до нижней и верхней границы возрастного интервала. Именно таким путем и заполнены числа гр. 4

$$\frac{160+140}{2}=150$$

$$\frac{140+128}{2}=134 \text{ и т. д.}$$

После этого, нахождение коэффициентов осуществляется простым делением чисел гр. 5 на числа гр. 6

$$15:150=0.100$$

$$14:134=0.104 \text{ и т. д.}$$

Указанные коэфициенты нередко, для удобства, умножаются на 1000; получаем следующий ряд коэффициентов (на 1000 населения)

30 лет — 100.0
31 год — 104.0
32 года — 57.0 и т. д.

Так осуществляется разработка в наиболее простом случае, т. е. тогда, когда наступление признака у некоторого лица не меняет в корне его состояния (изучение плодовитости, заболеваемости, временной нетрудоспособности и т. п.).

Есть, однако, ряд случаев, когда приходится изучать наступление такого признака, который при своем наступлении выводит субъекта из состава одной совокупности и переводит его в некоторую новую, резко отличную в качественном отношении совокупность. При этом, чаще всего эта новая совокупность становится уже неспособной к повторному получению того же признака A. В этом случае задачей исследователя является обычно составление картины постепенного, повозрастного убывания совокупности начальной (первого вида, т. е. без признака) и нарастания второй, новой совокупности (совокупности лиц, получивших признак A). К такого рода вопросам относятся вопросы смертности, стойкой нетрудоспособности (инвалидности), наступления и прекращения menses, брачности и т. д.

Покажем схему решения простейшего случая такого исследования. В этом случае (как, впрочем, и в первом случае), результаты наблюдения удобнее всего сгруппировать в комбинационной таблице следующего (примерно) вида.

Для простоты допустим, что до достижения возраста 30 лет признак вообще не наступает и что, следовательно, все лица, пережившие под наблюдением точный возраст 30 лет, являются лицами, признаком A не обладающими.

Таблица 9

Возрастной класс к моменту обследования	Число имеющих признак A к моменту обследования	Из них получили признак A в возрасте																К моменту обследования не имели признака A	Всего обследовано
		30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45		
30	8	8	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	20	28
31	8	2	6	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	12	20
32	5	—	3	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10	15
33	7	1	2	2	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	10	17
34	6	—	2	—	3	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	8	14
35	11	—	—	2	3	2	4	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	15	26
36	5	1	—	—	1	1	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	6	11
37	6	1	—	—	2	1	1	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	8	14
38	11	—	1	—	—	2	2	2	1	3	—	—	—	—	—	—	—	12	23
39	13	—	—	—	2	—	2	2	2	1	4	—	—	—	—	—	—	13	26
40	18	2	—	—	—	1	3	1	1	2	3	5	—	—	—	—	—	20	38
41	6	—	—	—	—	—	1	1	1	1	1	1	—	—	—	—	—	8	14
42	4	—	—	—	—	—	2	—	—	1	—	—	—	1	—	—	—	4	8
43	5	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	2	1	—	1	—	—	5	10
44	5	—	—	1	—	—	1	—	—	—	—	2	—	1	—	—	—	5	10
45	4	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	1	—	—	1	1	4	8
Всего:	122	15	14	7	13	8	19	7	6	8	8	10	2	2	1	1	1	160	282

Из этой комбинационной таблицы легко может быть составлена следующая вспомогательная таблица, служащая для вычисления повозрастной частоты наступления признака А.

Таблица 10

Возрастной класс	Число лиц, переживших под наблюдением без признака нижнюю границу возрастного класса	Число лиц, зарегистрированных в данном возрастном классе без признака в момент обследования	Число лиц, получивших признак в данном возрастном классе	Среднее число лиц, живших под наблюдением без признака в данном возрастном классе	Повозрастные коэффициенты частоты наступления признака в данном возрастном классе
1	2	3	4	5	6
30	282	20	15	264.5	0.057
31	247	12	14	234	0.060
32	221	10	7	212.5	0.033
33	204	10	13	192.5	0.068
34	181	8	8	173	0.046
35	165	15	19	148	0.128
36	131	6	7	124.5	0.056
37	118	8	6	111	0.054
38	104	12	8	94	0.085
39	84	13	8	73.5	0.109
40	63	20	10	48	0.208
41	33	8	2	28	0.071
42	23	4	2	20	0.100
43	17	5	1	14	0.072
44	11	5	1	8	0.125
45	5	4	1	2.5	0.400
46	0				

В этой таблице гр. 3 и 4 выписываются непосредственно из предыдущей таблицы. Гр. 2 заполняется так:

В первой строке проставляется общее число обследованных лиц (равное числу лиц, переживших под наблюдением возраст 30 лет без признака).

Следующие строки этой графы получаются путем последовательных вычитаний соответствующих чисел гр. 3 (число лиц, которые в момент опроса не достигли еще следующего возраста) и гр. 4 (число лиц, получивших признак до перехода в следующий возраст), напр.:

Число переживших (без признака) под наблюдением возраст 31 г. будет равно:

$$282 - 20 - 15 = 247.$$

Переживших в тех же условиях возраст 32 г.:

$$247 - 12 - 14 = 221 \text{ и т. д.}$$

Гр. 5 (среднее число лиц, живших в промежутке возрастов без признака под наблюдением) заполняется как полусумма чисел гр. 2

$$\frac{282 + 247}{2} = 264.5$$

$$\frac{247 + 221}{2} = 234 \text{ и т. д.}$$

По тем же причинам, какие изложены выше, вместо непосредственного получения вероятностей повозрастного признака, вычисляем повозрастные коэффициенты

$$15 : 264.5 = 0.057$$

$$14 : 234 = 0.060 \text{ и т. д.}$$

Таблица эта дает все элементы для построения таблицы убывания, аналогичной таблице смертности.

Метод построения, в сущности, не носит в себе никаких особенностей, свойственных специфически анамнестическому методу.

Покажем простейший способ такого построения.[1]

Таблица 11

Возрастной класс	Повозрастные коэффициенты		Логарифмы чисел, достигающих нижней границы возрастного класса без признака	Аналог стационарного населения	
	m_x	$m_x \cdot 0.43429$		Числа доживающих до нижней границы возрастного класса без признака	Числа получающих признак в данном возрастном классе
1	2	3	4	5	6
30	0.057	0.02475	3.00000	1000	55
31	0.060	0.02606	2.97525	945	55
32	0.033	0.01433	2.94919	890	29
33	0.068	0.02953	2.93486	861	57
34	0.046	0.01998	2.90533	804	37
35	0.128	0.05559	2.88535	767	91
36	0.056	0.02432	2.82976	676	37
37	0.054	0.02345	2.80544	639	34
38	0.085	0.03691	2.78199	605	49
39	0.109	0.04734	2.74508	556	57
40	0.208	0.09033	2.69774	499	94
41	0.071	0.03083	2.60741	405	28
42	0.100	0.04343	2.57658	377	36
43	0.072	0.03127	2.53315	341	23
44	0.125	0.05429	2.50188	318	38
45	0.400	0.17372	2.44759	280	92
46	—	—	2.27387	188	—

[1] Обоснование и подробности см. В. Паевский „О построении коэффициентов смертности неподвижного населения". Бюлл. Ленингр. Облстатотдела, № 20, стр. 31.

Здесь вычисления очень просты:

Гр. 2 — повозрастные коэффициенты.
Гр. 3 — те же коэффициенты, умноженные на величину

$$0.43429 = \lg e$$

Гр. 4 получается так: в первой строке ставится 3.00000 ($\lg 1000$); последующие строки получаются соответствующим вычитанием чисел гр. 3:

$$3.00000 - 0.02475 = 2.97525$$
$$2.97525 - 0.02606 = 2.94919 \text{ и т. д.}$$

Гр. 5 находится по таблицам логарифмов (ближайшая мантисса, без пользования „partes proportionales“)

2.97525 соответствует 945
2.94919 соответствует 890 и т. д.

Гр. 6 получается путем последовательных вычитаний чисел гр. 5 —

$$1000 - 945 = 55$$
$$945 - 890 = 55$$
$$890 - 861 = 29 \text{ и т. д.}$$

Аналогию с таблицами смертности можно продолжить и далее. Можно вычислить графу средних чисел живущих (без признака) в данном возрастном классе „стационарного населения“ (аналогия L_x), суммировать их с конца таблицы и делением на число гр. 5 предыдущей таблицы (аналог l_x) получить среднее число лет, какое может прожить впредь без признака лицо, достигшее возраста x.

Выше мы указали на то, что при обработке материала, собранного путем анамнестических опросов, следует вычислять коэффициенты повозрастной интенсивности явления, а не повозрастные вероятности наступления явления. Из этого, однако, вовсе не следует, что вычисление таких вероятностей вообще невозможно. Затруднительно лишь непосредственное, прямое вычисление. В тех же случаях, когда повозрастные коэффициенты уже найдены, последующее, косвенное вычисление не представляет затруднений. Так, например, если найдена величина повозрастного коэффициента (n_x), то величина вероятности (при малых значениях n_x) может быть получена по формуле

$$q_x = \frac{2n_x}{2 + n_x}$$

или по более точной

$$q_x = 1 - e^{-n_x}$$

или, наконец, простым делением чисел гр. (6) на числа гр. (5).

Таблица 12

„Стационарное" население

Возрастной класс	Число доживающих без признака до нижней границы возраста класса	Среднее число живущих без признака	Сумма предстоящих человеко-лет без признака	Среднее число ожидаемых впредь лет без признака
1	2	3	4	5
30	1000	972.5	9651.0	9.65
31	945	917.5	8678.5	9.18
32	890	875.5	7761.0	8.72
33	861	832.5	6885.5	7.99
34	804	785.5	6053.0	7.52
35	767	721.5	5267.5	6.86
36	676	657.5	4546.0	6.72
37	639	622.0	3888.5	6.08
38	605	580.5	3266.5	5.39
39	556	527.5	2686.0	4.83
40	499	452.0	2158.5	4.32
41	405	391.0	1706.5	4.21
42	377	359.0	1315.5	3.48
43	341	329.5	956.5	2.80
44	318	299.0	627.0	1.97
45	280	234.0	328.0	1.17
46	188	94.0	94.0	0.50
47	0			

Вычисление здесь также крайне просто. В гр. 2 выписываются просто числа гр. 5 предыдущей таблицы. Числа гр. 3 получаются как полусуммы чисел гр. 2.

$$\frac{1000 + 945}{2} = 972.5$$

$$\frac{945 + 890}{2} = 917.5 \text{ и т. д.}$$

Числа гр. 4 получаются суммированием с конца таблицы

$$94.0$$

$$94.0 + 234 = 328.0$$

$$328.0 + 299.0 = 627.0 \text{ и т. д.}$$

Наконец, числа гр. 5 получаются путем деления чисел гр. 4 на числа гр. 2:

$$9651 : 1000 = 9.65$$

$$8678.5 : 945 = 9.18 \text{ и т. д.}$$

Числа гр. 5 изображают среднее число лет, которое впредь может прожить лицо, достигшее указанного в таблице возраста без получения признака А.[1]

Так, для достигших возраста 30 лет (без признака) можно ожидать еще 9.65 лет жизни без признака. Таким образом для них средний возраст наступления признака равен:

$$30 + 9.65 = 39.65 \text{ л.}$$

Для лиц, достигших без признака возраста 31 года, — соответственно, средний возраст наступления признака

$$31 + 9.18 = 40.18 \text{ лет и т. д.}$$

Сделаем еще одно необходимое замечание.

Все вообще построение „таблиц убывания" и самая конструкция „стационарного" населения имеет вообще характер некоторой абстракции даже в случае построения обычных таблиц смертности.

В данном же случае, приведенное построение приобретает особо-абстрактный характер, значительно удаленный от конкретной действительности, ибо мы при построении убывания перестаем считаться со смертностью, между тем как убывание всякой реальной совокупности происходит неизбежно под влиянием не только изменений состояния (получения признака А), но и под влиянием неминуемой убыли вследствие смертности.

Это обстоятельство всегда следует иметь в виду исследователю, строящему „таблицы выбывания" или изменения структуры различных совокупностей. В этом случае наиболее правильным явилось бы построение комбинированной таблицы смертности и приобретения признака А. Однако, метод построения подобных таблиц, довольно сложный в общем случае, не может служить предметом изложения в настоящей работе, посвященной специально анамнестическому методу.

VII. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Анамнестический метод дает в руки исследователя научное орудие для более или менее точного и углубленного изучения процессов воспроизводства населения.

Но возникает вопрос, — только ли в этом роль метода? Этот общий вопрос можно расчленить на несколько вопросов: связаны ли непрерывно стадии собирания и обработки материала при применении метода, т. е. может ли обработка способами анамнестического метода применяться при использовании материала, собранного иными способами; возможно ли

[1] Мы условно принимаем, что в возрасте 47 лет все оставшиеся до сих пор без признака получат полностью признак А.

перенесение анамнестического метода из области демографии, санитарной статистики, социальной гигиены в другие области знания. На первый вопрос ответ подсказывается сам собой: приемы обработки анамнестического метода, очевидно, приложимы ко всякому материалу, в котором налицо основные требования, предъявляемые анамнестическим методом, т. е. имеется точная и расчлененная в трех разрезах датировка появления события. Если это условие выполнено, то возможна обработка материала, собранного, может-быть, даже без ясных статистических целей. Так, необходимое содержание и характеристика материала имеется в посемейных, фамильных списках, генеалогических записях. Даты рождения, смерти, браков членов семьи (рода), возраст их в момент наступления события — обычно довольно точно зарегистрированы в подобного рода документах.

Очень интересным примером в этом отношении является работа P. Lorenz (*27*), посвященная изучению смертности за столетний период времени населения немецкой колонии на Кавказе. По материалам церковных пофамильных книг и семейных списков (которые велись в школах в течение более 50 лет) делается опыт изучения смертности населения немецкой колонии. Колония образована в 1818—1819 г. выселившимися из Вюртемберга 500 семьями. При изучении смертности P. Lorenz учитывает не только изменения населения в результате смертности, но и процессы эмиграции. Способы изучения в значительной степени приближаются к способам анамнестического метода, но не являются тождественными.

Утвердительно решается и другой вопрос. Перенесение в другие области приемов статистического наблюдения и исследования, свойственных анамнестическому методу, возможно, если соблюдены условия, допускающие необходимые операции с материалом. И можно сказать даже больше — анамнестический метод не связан непременно с возрастной характеристикой материала. Совокупности человеко-лет, образуемые при разработке, могут быть образованы по тому же способу, но по иному признаку. Так, например, мыслимо изучение наступления какого-либо признака (инвалидность) в связи с годом стажа. В этом случае материал, собранный путем опроса о прошлом, расчленяется не на человеко-годы возраста, а человеко-годы стажа. Совокупности образуются по тем же правилам, имеют тот же характер и подчиняются тем же приемам обработки, как и совокупности, образованные по признаку возраста. Или другой пример: изучается наступление признака (заболеваемость и пр.) в связи с временем пребывания в какой-либо местности. Образуются совокупности человеко-лет пребывания в данном городе, местности.

Наконец, мыслимо образование специфических для анамнестического метода совокупностей даже не по признаку года. Например, изучается школьный коллектив. Цель изучения — определить темп отсева за весь период пребывания в школе, распределяя его по отдельным классам. Опрашиваются представители отдельных классов о судьбе („метод братьев

и сестер") тех, кто одновременно поступил в школу („генерация", „поколение"). Так, в 7 классе находится 20 чел. (*предположим, что второгодничества нет*; вообще же говоря, как второгодничество в данном примере, так и эмиграция и иммиграция в примерах изучения смертности населения являются моментами, усложняющими методику обработки, но не уничтожающими возможность обработки). Поступило же в школу в 1-й класс — 45 чел. Опрашиваемые сообщают о том, сколько учащихся и из какого класса выбыло. Опрос, таким образом, дает материал, подобный материалу о смертности, и, следовательно, возможно определение, подобно порядку вымирания, порядка отсева. Счетные единицы, составляющие совокупности, являются человеко-классами. Возраст заменяется классом, генерация определяется временем поступления в школу, хронологическая датировка сохраняет свое значение и, следовательно, остается возможным изучение по периодам.

Таким образом, очевидно, что область применения анамнестического метода очень широка. Получение материала о прошлом может происходить как по опросу живых людей, так и по различного рода нестатистическим документам, содержащим описание прошлого по тем признакам, которых требуют цели исследования. Формуляры, заполняемые при различного рода опросах различными учреждениями, в настоящее время нередко содержат вопросы, тождественные с теми, которые задаются при собирании материала по анамнестическому методу. Некоторое изменение формулировок сделало бы этот материал вполне пригодным для обработки приемами анамнестического метода. Как пример таких формуляров можно назвать „Единый санитарный журнал ребенка", который ведется пунктами охраны материнства и младенчества, „Индивидуальные карты беременных" и др. В этих формулярах отсутствуют годы наступления признаков (или возраста опрашиваемой в момент наступления признака). „Единый женский журнал диспансерного наблюдения" пунктов охраны материнства и младенчества содержит все необходимые для применения анамнестического метода формулировки и даты (возраст, год) моментов наступления ряда признаков, как непосредственно изучаемых (беременность, роды), так и тех, в связи с которыми может изучаться основной признак (характер работы, участие в труде, место проживания). Материалы этих журналов могут без внесения дополнительных вопросов разрабатываться способами анамнестического метода.

Допуская, что для применения анамнестического метода не необходим опрос живого человека и восстановление событий непременно по воспоминанию опрашиваемого, но что материал может быть извлечен и из документов и даже из документов, не имеющих прямого статистического характера, приходится отказаться от установления каких бы то ни было границ для применения метода, зависящих от содержания изучаемого материала. Анамнестический метод, как метод ретроспективного статистического наблюдения, применим во всех случаях, где материал отвечает описанным

формальным требованиям — точность и расчлененность датировки наступления события. Отсюда вытекает, что применение метода в тех областях, где объектом наблюдения бывает человек, является лишь фактическим состоянием применения метода в настоящее время. Метод возник и имеет наибольшую ценность при изучении недокументированного прошлого изучаемых коллективов людей, но методом можно изучать и не людей. Так, например, возможно произвести опрос рабочих о работе станков, паровозов, об их изнашиваемости, процессах амортизации. И по собранным ответам возможно построение подобных таблицам смертности, таблиц амортизации.

Но, несомненно, что основное значение метода — в его помощи при изучении человека. Выше перечислены те явления биологии и физиологии человека, статистическое изучение которых ведется или может вестись анамнестическим методом. Широкое применение метод может получить и в психологии. Современная психология среди других методов собирания и исследования материала знает методы историометрический и биографический. Особенное развитие — теоретическое и практическое — получил последний метод, имеющий источниками биографический материал.

Биографический метод, с одной стороны, изучает на биографическом материале связь различных психических свойств, констатирует психические единства, разрабатывая проблему характера, с другой, устанавливает ход повозрастных психических изменений. В этой, второй, своей задаче биографический метод имеет много общих черт с анамнестическим методом. „Биографический материал оказывается очень симптоматичным для улавливания изменений возрастного характера, т. е. вполне соответствует целям „Entwicklungspsychologie". Но биографический материал, обеспечивая возможность изучать развитие, в то же время удовлетворяет и другой тенденции современной психологии „к целостному синтетическому охвату личности". „В противоположность наиболее распространенному приему изучения, когда об одном моменте жизни мы знаем из реакции одного, а о другом моменте из реакции другого субъекта, биография стремится дать непрерывное описание поведения одной и той же личности на протяжении более или менее длительного временного отрезка. Биографический метод стремится соблюсти тождество изучаемого объекта, что так редко выполняется при пользовании другими методами". „Поведение одной и той же личности фиксируется многократно. Это поведение освещается с различных сторон на основе самых различных данных" (*18, 19*).

Для советской психологии обращение к изучению биографического материала имеет и иную еще цель. Изучение своеобразных черт, присущих личности пролетария в настоящий момент, требует дополнительного изучения истории развития этого психического типа. На этом пути перед исследователем-психологом встают те же трудности, как и перед демографом — нет материалов о прошлом. В прошлом не существовало инте-

реса к подобным темам. Приходится, следовательно, изыскивать способы получения в настоящее время материалов, относящихся к развитию, к истории типа. Психология обратилась к изучению материала биографического характера — биографий, автобиографий, мемуарной и эпистолярной литературы, дневников и пр. (*19*). Отличительные свойства биографического метода — изучение прошлого в виде целого, более или менее длительного периода, описание не разрозненных реакций, а связная характеристика жизненных явлений в их преемственности, непрерывности, возможность уловить процесс развития, проследить повозрастные изменения, установить чередование повозрастных структурных форм и возможность вести изучение в связи с другими факторами — все эти свойства присущи и анамнестическому методу.

Материал, собранный анамнестическим методом, разбивается на многочисленные счетные статистические единицы и в то же время воспринимается как единый, связанный единством совокупности одних и тех же людей. Повозрастные изменения, изучаемые анамнестическим методом, относятся не к различным совокупностям, а изучаются внутри одного и того же коллектива людей. Анамнестический метод ведет наблюдение над одним коллективом, давая как бы его биографию, отмечая события за каждый год жизни коллектива. В начале было дано определение анамнеза, как „медицинской биографии". Анамнестический метод и является, по существу, методом биографическим.

И может быть наименование „биографический" более соответствовало бы сущности и содержанию анамнестического метода.

Применение приемов анамнестического метода в психологии, в частности в работах биографического метода, очевидно, вполне возможно. Изучение повозрастных изменений может в ряде исследований воспользоваться способами обработки анамнестического метода (содержание представлений, умственная одаренность, первое воспоминание). Большое значение анамнестический метод может иметь вообще при статистическом изучении биографий (средний возраст начала творческого периода, средняя продолжительность жизни, средняя продолжительность творчества одного произведения и т. п.).

(В виде примера можно привести работу В. А. Липского (*11*) по изучению продолжительности жизни русских революционеров. Данные биобиблиографического словаря, послужившие материалом для работы, могли бы быть подвергнуты обработке приемами анамнестического метода).

Приемы анамнестического метода с особенной эффективностью могут быть применены в семейной статистике и вообще при различных изучениях семьи (евгенических и пр.).[1]

[1] Очень интересным примером приложения своеобразных приемов, весьма близких к приемам анамнестического метода при статистическом изучении семьи, является работа проф. P. E. Fahlbeck'a „La noblesse de Suède". Изучая генеалогический материал о вымерших дворянских фамилиях Швеции, Фальбек исследует вопросы брачности, плодовитости,

Целый ряд вопросов, при изучении которых статистический материал бывает сравнительно незначительным по числу единиц наблюдения, получает при помощи анамнестического метода возможность расширения и углубления программы изучения.

Все сказанное позволяет считать, что анамнестический (или, может быть, правильное биографический) метод может найти довольно широкое применение при статистическом наблюдении в очень многих отраслях знания. Основное значение метода заключается в способности дать знание прошлого и при этом в форме, требуемой современным исследованием. Это значение метод не теряет, несмотря на возможные теоретически погрешности и возможную дефектность собираемого материала.

ЛИТЕРАТУРА

1. Баткис, Г. А. Очерки по статистической методологии. I. К вопросу методологии исчисления среднего возраста. II. Метод изохрон. III. Изучение плодовитости. IV. Изучение смертности. V. Геометрические графики населения. VI. Анамнестический метод в демографии. Социальная гигиена, 1927, № 1 (9); 1928, № 2—3 (12—13), № 4 (14).
2. Баткис, Г. А., Коган, Р. Б., Шуфир, Ф. Я. Труд и производительная функция женщин. Социальная гигиена, 1930, № 1—2.
3. Баткис, Г. А. Плодовитость калмыцкого народа. Ст. в сб. „Калмыки". Исследование санитарного состояния и запаса жизненных сил. Под ред. пр. А. В. Молькова. 1928 г.
4. Бунак, В. В. Несколько данных по био-антропологии мари (черемисов). Русск. евгенич. журн., 1924, т. I, вып. 3—4.
5. Врач Васильевская. Родовая способность женщины якутки. Хозяйство Якутии, 1926, № 6.
6. Вейнберг, В. Методика и техника статистики в приложении к социальной биологии. Перевод под ред. А. В. Молькова. 1928 г.

смертности в угасших фамилиях, дает как бы таблицу смертности семей, определяет порядок вымирания семей и продолжительность жизни семьи (*30*).

Применение в обычной семейной статистике опроса о прошлом можно встретить очень часто. Но было бы неточно отождествить этот вопрос с анамнестическим методом. Понятию анамнестического метода присуще совершенно особое содержание, не совпадающее, как стремилась показать настоящая работа, только с собиранием сведений о прошлом. И поэтому, многие работы, применявшие при собирании сведений опрос о прошлом, не могут быть по одному только этому признаку отнесены к числу исследований, пользовавшихся анамнестическим методом, хотя нередко способы собирания материалов очень близко напоминают способы анамнестического метода.

Так, например, опрос о прошлом применен был при работах Бурято-монгольской антропологической экспедиции, организованной Академией Наук СССР в 1931 г. Основная цель экспедиции заключалась в подборе материалов для критики теорий, связывающих метисацию с физическим вырождением народностей. Собранный материал дал возможность проследить в течение периода примерно в 150 лет (6—7 поколений) порядок размножения 5 брачных пар. Перед составлением генеалогических таблиц заполнялись, по опросу, посемейные списки. Перекрестный опрос родственников позволял проверить полноту и правильность этих списков. При составлении посемейных списков устанавливался целый ряд демографических признаков — о числе детей у каждой из женщин, достигших производительного возраста, порядок рождений, случаи смерти детей (до достижения ими брачного возраста) и др. Таким образом, и по характеру многих вопросов, ставившихся экспедицией, и по мере их разрешения, исследование очень близко напоминало черты анамнестического метода, но не применяло его полностью в развернутой уточненной формулировке.

7. Вейтмейер, А. Ф., Окунева, И. И., Штейнбах, Е. Е., Щеглова, Л. Н. Труд и половая сфера астраханских грузчиц (глава 6). Функции материнства, в сб. „Труды и материалы Гос. инст. организации труда", № 12 (т. IV, вып. I). Женский труд. Подъем и переноска тяжестей. 1931 г.
8. Епифанова, А. Г. Плодовитость даргинки и детская смертность. Сб. „Даргинцы". Социально-гигиеническое исследование народностей Дагестана, вып. I, 1930.
9. Кон, Ф. Я. Физиологические и биологические данные об якутах (антропологический очерк). Минусинск, 1899.
10. Красильников, М. П. К вопросу об угасании северных народностей. Статистич. обозр., № 3, 1928.
11. Липский, В. А. Продолжительность жизни русских революционеров. Гигиена и эпидемиология, 1931, № 8—9.
12. Майнов, И. И. Население Якутии. Якутия (сб. ст., изд. Акад. Наук, 1927).
13. Мухамедьяров, Ф. Г. Переживаемость взрослого населения Даргинского округа. Сб. Даргинцы (см. № 8).
14. —— К вопросу об изучении переживаемости взрослого татарского населения. Казанск. мед. журн., 1930, № 71.
15. —— К вопросу об изучении воспроизводства поколений, Казанск. мед. журн., 1931, № 6.
16. Никифоров, В. В. Предварительный отчет по демографическому и дазиметрическому обследованию Вилюйского и Олекминского округов. Вып. 10 материалов Комиссии по изучению Якутской АССР. Краткие отчеты о работах отрядов Якутской экспедиции Академии Наук СССР 1925—1926 гг. 1929.
17. Патканов, С. О приросте инородческого населения Сибири. Статистические материалы для освещения вопроса о вымирании первобытных племен. Изд. Акад. Наук, 1911.
18. Рыбников, Н. А. Психология и изучение биографий. Психология, 1929, т. II, вып. 2.
19. —— Автобиографии рабочих и их изучение. 1930.
20. Синкевич, Г. П. Исчисление среднего возраста наступления признака по календарным периодам. Гигиена и эпидемиология, 1927, № 10.
21. —— Вологодская крестьянка и ее ребенок. 1929 г.
22. Шатилов, М. Б. Ваховские остяки. Тр. Томского краеведческого музея, т. IV, 1931.
23. Лексис, В. Статьи по теории статистики населения и теории нравственной статистики. I. Графический метод исследования смертности. II. Порядок вымирания. Перевод под ред. А. А. Чупрова. СПб., 1906 г.
24. Большая Советская Энциклопедия. Советская Медицинская Энциклопедия.
25. Сибирская Энциклопедия.
26. Паевский, В. О построении коэффициентов смертности неподвижного населения. Бюлл. Ленингр. облстатотд., № 20, 1928.
27. Kiaer, A. H. Projet d'explorations démographiques à exécuter dans les pays peu connus. Bull. de l'Inst. internat. de statistique, t. XII, livr. I, 1900.
28. Lorenz, P. Hundertjährige Sterblichkeitsbeobachtungen an der Bevölkerung einer deutschen Kolonie im Kaukasus. Allgemeines statistisches Archiv, 15 Band, 2 Halbband.
29. Rubin, M. Sur les explorations démographiques. Bull. de l'Inst. internat. de statistique, t. XII, livr. 3.
30. Fahlbeck, P. E. La noblesse de Suède. Etude démographique. Bull. de l'Inst. internat. de statistique, t. II, première livr.
31. Knapp, G. F. Die Sterblichkeit in Sachen. Leipzig, 1869.
32. Lexis, W. Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik. Strassburg, 1875, § 5.
33. Becker, K. Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zustellende Anforderungen. Berlin, 1874.
34. Blaschke. Vorlesungen über mathematische Statistik. S. 86.
35. Weinberg, Wilh. Die Kinder der Tuberkulösen. Leipzig, 1913.

V. PAEVSKI ET JAKHONTOV

SUR L'APPLICATION EN DÉMOGRAPHIE DE LA MÉTHODE DITE ANAMNESTIQUE

Le vif intérêt que l'on voue actuellement en URSS à l'étude des immenses changements sociaux qui, depuis la Révolution d'Octobre, ont remué jusqu'au tréfonds toute la vie et, en particulier, à l'examen des répercussions de ces événements sur les facteurs dits démographiques (natalité, mortalité, morbidité, nuptialité) a servi de stimulant pour la formation ou le perfectionnement de certaines méthodes spéciales de recherche démographique. Des motifs immédiats pour ces tentatives dans des vois nouvelles proviennent, au surplus, de multiples problèmes d'étude comparée (dans le passé tant que dans le présent) de l'évolution et de la reproduction des nombreuses „nationalités mineures" (ostiaks, mari, kalmycks, kamtchadales, bouriates etc.), faisant partie de l'Union.

Dans la poursuite de ces problèmes des procédés spéciaux ont été élaborés, qui peuvent être compris sous la désignation générale de procédés „anamnéstiques".

Pour l'essentiel, la méthode anamnestique se présente comme suit:

1. On pratique une enquête, embrassant un nombre assez important d'individus du groupe de population envisagé.

2. Au cours de cette enquête, outre les questions ordinaires, tenant à caractériser la composition actuelle de la population qui y est soumise, une série spéciale de questions est posée, portant sur l'existence ou la non-existence dans le passé de l'individu questionné de tel phénomène mis en cause (par exemple, sur des cas de grossesse et de couches dans le passé). A ces questions les réponses sont faites simplement de mémoire (anamnèse).

3. Ceci étant donné, chaque cas de production déclarée du phénomène dans le passé est daté

a) suivant le calendrier,

b) suivant l'âge du sujet au moment de l'accomplissement du phénomène.

4. Fort souvent des époques séparées de la vie du sujet se trouvent précisées par des données subsidiaires (par exemple, durant quelles années de sa vie la femme a été mariée, occupée à l'usine etc.).

5. Le dépouillement des matériaux réunis de la sorte se fait d'une façon spéciale.

On adopte pour unité de compte non pas l'individu, mais l'„homme-année" observée, chaque homme-année recevant en attribution tous les caractères avec lesquels cette année figure à l'enquête.

6. Au point de vue technique ce dépouillement peut s'effectuer soit en portant chaque homme-année sur une fiche séparée et s'en tenant pour le

reste au dénombrement statistique ordinaire, soit en ayant recours à la construction de tables auxiliaires spéciales selon la conception du „réseau" démographique (par exemple, système de représentation de Lexis, de Knapp, de Becker etc.).

7. Les avantages essentiels de la méthode anamnestique peuvent se résumer ainsi:

a) elle rend possible l'étude rétrospective de phénomènes démographiques se rapportant à des domaines où les données d'observation en règle pour des époques antérieures font défaut;

b) elle permet également une étude suivie et tant soit peu continue des processus démographiques dans le temps et par rapport à un seul et même milieu;

c) elle permet d'obtenir une caractéristique statistique suffisamment valable de l'intensité de phénomènes démographiques intéressant des groupes relativement peu nombreux.

L'article donne un bref aperçu historique des origines de la méthode anamnestique, une description des principaûx travaux exécutés à la faveur de cette méthode avec leur analyse critique et avec l'exposition des procédés, envisagés au point de vue de la théorie mathématique de mouvement de la population. L'interprétation mathématique a permi de mettre en évidence que la méthode anamnestique ne peut fournir des résultats complètement sûrs qu'en l'absence de toute corrélation appréciable entre l'intensité du phénomène observé et la mortalité.

De plus, l'article expose aussi les procédés techniques du dépouillement. Pour terminer, la question est discutée de savoir dans quelle mesure la méthode se prête à l'etude de problèmes et de phénomènes d'ordre non démographique (en matière de statistique de l'instruction publique, de diverses recherches de psychologie etc.).

Е. А. ГОНЧАРОВА

СМЕРТНОСТЬ И ПРОДОЛЖИТЕЛЬНОСТЬ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ КАРЕЛЬСКОЙ АССР (1926—1927 гг.)

В 1930 г. вышел из печати обширный труд „Смертность и продолжительность жизни населения СССР",[1] где были опубликованы в большом числе, построенные по заданию Госплана, таблицы смертности населения СССР и его главнейших территориальных подразделений.

Таблицы смертности, помимо их громадного научно-практического значения для плановых органов при исчислении будущих контингентов населения в рабочем, призывном, школьном возрастах и т. д., являются наилучшим научно обоснованным приемом для изучения повозрастной смертности населения.

Кроме того, составляемые через известные промежутки времени, они дают богатый материал для разного рода сопоставлений и выводов об изменении смертности во времени.

При построении упомянутых выше таблиц смертности, чрезвычайная обширность работы заставила ограничиться, в смысле территориальных подразделений, лишь так называемыми „районами Госплана" — обширными территориями, нередко включавшими в себя, как часть, целые автономные республики и области.

В таком именно положении оказалась к моменту построения таблиц Карельская АССР, входившая тогда в состав Ленинградско-Карельского района. Однако, несмотря на сравнительно небольшую численность населения, Карельская АССР, несомненно, представляет самостоятельный интерес в смысле изучения смертности, как национальный район с хорошо налаженной регистрацией умерших и особенно в связи с тем, что в настоящее время целый ряд научных медицинских институтов взял шефство над органами Здравоохранения Карельской АССР.

Построение специальной таблицы смертности населения Советской Карелии должно было явиться очередной задачей, которую и взял на себя Демографический институт.[2]

[1] С. А. Новосельский и В. В. Паевский. Смертность и продолжительность жизни населения СССР 1926—1927 г. Таблицы смертности. М.—Л., 1930.

[2] Совместно с Ленинградским институтом охраны материнства и младенчества.

Вопрос о детальном изучении и числовой характеристике повозрастной смертности населения по данным переписи 1926—1927 г. является тем более существенным, что с наступлением момента новой переписи населения, намеченной на границе между 1934 и 1935 гг., явится возможность построения новых таблиц смертности и, следовательно, возможность глубокого изучения смертности в ее динамике за этот период времени.

Таблицы смертности населения Карельской АССР построены для всего населения; отдельных таблиц для городского и сельского населения не вычислялось.

Материалом для их составления послужили данные о численности живущих на момент переписи 1926 г., распределенные по однолетним возрастным группам, данные об умерших за календарные 1926—1927 гг., также распределенные по однолетним возрастным группам, данные о численности родившихся за 1924, 1925, 1926 гг. и данные о численности умерших в возрастах — 0, 1, 2 и 3 г. за те же и 1927 календарные годы.

Основой таблицы смертности является ряд вероятностей смерти (q_x), вычисленных последовательно для каждого возраста от 0 лет до предельного возраста включительно.

При построении настоящих таблиц, непосредственные данные об умерших и живущих, предварительно выравненные путем нахождения средней арифметической из численности трех соседних возрастных групп причем средняя бралась дважды), послужили лишь для вычисления вероятностей смерти в возрастах 4, 5, 6, 7 и 8 лет.

Качество непосредственных данных о живущих и умерших (в смысле искажений показаний возраста), не позволяло пользоваться ими далее.

Исправление данных путем выравнивания могло привести к результатам, далеко отстоящим от истины.

Во избежание этого, при исчислении настоящей таблицы применялся метод, опубликованный в указанной выше книге „Смертность и продолжительность жизни населения СССР", где выравниванию подвергалась самая кривая коэффициентов смертности (m_x).

В основу исчислений положен интерполяционный метод Гловера.

Вывод формул и подробное описание ряда специальных приборов, весьма упрощающих вычисление по ним, подробно изложены в той же книге.

Основная задача заключалась в нахождении таких однолетних коэффициентов смертности, при которых средняя арифметическая из выравненных коэффициентов смертности за 5 лет для последовательных возрастов была бы равна среднему коэффициенту смертности (соответствующей пятилетней возрастной группы), полученному из непосредственных данных.

При исчислении таблиц смертности как для мужского населения, так и для женского, наиболее удовлетворительные результаты дало использование коэффициентов смертности по возрастным интервалам вида 2—6; 7—11; 12—16 л. и т. д.

Для перехода от коэффициентов смертности (m_x) к вероятностям смерти (q_x) была использована формула

$$q_x = 1 - e^{-m_x}$$

Вероятности смерти для возрастов 0, 1, 2 и 3 г. вычислялись на основании данных о численности родившихся за годы, предшествующие переписи (1924, 1925, 1926), и данных об умерших за 1924, 1925, 1926, и 1927 гг. в возрастах 0, 1, 2 и 3 г. по формуле

$$q_x = \frac{M^1_{x,\,x+1}}{L_x^1},$$

где $M^1_{x,\,x+1}$ есть совокупность умерших первого рода, или число умерших в возрасте от x до $x+1$ из данного числа родившихся.

L_x^1 — совокупность доживших до возраста x из данного числа родившихся (совокупность живущих, первого рода).

Чтобы перейти к этим совокупностям, нашей первоначальной задачей было разделить, хотя бы приближенно, числа умерших в возрастах 0, 1, 2 и 3 г., т. е. совокупности умерших третьего рода $M^3_{x,\,x+1}$ на элементарные совокупности, или, иначе, по годам рождения.

Задача эта выполнена методом, изложенным у П. В. Охочинского.[1]

Пусть требуется вычислить вероятность смерти в возрасте от 0 до 1 года.

Обозначим $\Delta^1_{0.26}$ и $\Delta^2_{0.26}$ величины нижней и верхней элементарных совокупностей, на которые делится вся совокупность умерших в 1926 г. в возрасте 0—1 г.

$\Delta^1_{0.27}$ и $\Delta^2_{0.27}$ величины нижней и верхней элементарных совокупностей, на которые делится вся совокупность умерших в 1927 г. в возрасте 0—1 г.

Таким образом, число умерших в возрасте 0 — 1 г. в 1927 г. может быть представлено в виде суммы:

$$M^3_{0.27} = \Delta^1_{0.27} + \Delta^2_{0.27}$$

Совокупность умерших первого рода, т. е. число умерших в 1926—1927 г. в возрасте от 0 до 1 г., относящихся к одному поколению родившихся в 1926 г., составится следующим образом:

$$M_0^1 = \Delta^1_{0.26} + \Delta^2_{0.27}$$

Совокупность живущих первого рода выразится числом родившихся в 1926 г. — P_{26} и искомая вероятность

$$q_0 = \frac{\Delta^1_{0.26} + \Delta^2_{0.27}}{P_{26}}$$

[1] П. В. Охочинский. Опыт применения интерполирования к некоторым вопросам статистики движения населения. Изд. Центр. стат. ком. СПб., 1891.

Для вычисления вероятностей в последующих возрастах числитель составлялся аналогично, знаменатель же получался из численности соответствующего ему поколения родившихся, за вычетом из нее численности тех, которые умерли, не достигнув нижней границы возраста исследуемой возрастной группы.

Так, для вычисления вероятности смерти в возрасте 1—2 г. знаменателем будет $P_{25} - \Delta^1_{0.25} - \Delta^2_{0.26}$, в возрасте 2—3 г. знаменателем будет $P_{24} - \Delta^1_{0.24} - \Delta^2_{0.25} - \Delta^1_{1.25} - \Delta^2_{1,26}$.

За неимением исчерпывающих данных о численности родившихся в 1923 г. при вычислении вероятности смерти в возрасте от 3 до 4 л. совокупность живущих первого рода составлена несколько иначе, а именно —

$$L_3^1 = L_3^2 + \Delta^1_{3,26}$$

где L_3^2 — число живущих в возрасте от 3 до 4 лет по переписи 1926 г., т. е. — совокупность живущих второго рода.

Переходя к вопросу о вычислении вероятностей смерти (q_x) для старческих возрастов, заметим, что кривая смертности, вычисленная по формуле Гловера для таблиц смертности как мужского населения, так и женского, идет достаточно гладко лишь лет до 60. С этого момента, в виду резких скачков в численности живущих и умерших в старческих возрастах и пятилетние коэффициенты смертности, вычисленные по непосредственным данным, начинают расти также скачками, а соответственно — и однолетние коэффициенты, полученные путем интерполирования.

Для устранения этих не имеющих оснований в природе смертности скачков кривые смертности на отрезке выше 60 лет выравнены:

для мужского населения — по способу Спенсера[1]
„ женского „ „ „ Финлезона

Указанное выравнивание могло быть принято лет до 75—80 и не имеет смысла для крайних старческих возрастов, где возрастные группы живущих и умерших выражены крайне незначительными числами, и вероятности смерти нередко принимают значения, совершенно не соответствующие общему ходу ряда.

В силу этого при вычислении смертности в крайних старческих возрастах формулы выравнивания использованы не были, и применялся другой способ получения однолетних значений вероятностей смерти.

На каждой кривой выбирался ряд точек (возрастов), неравно отстоящих друг от друга, для которых вероятности смерти, вычисленные тем или иным способом, могли быть приняты за соответствующие действительной смертности в этом возрасте (выбор точек диктовался соображениями, исходящими из анализа материала).

---

[1] См., напр., Henderson „Graduation of mortality and other tables".

Заранее был избран возраст, при приближении к которому вероятности смерти должны становиться близкими к единице.

При таких заданиях, применением обычной формулы Ньютона были найдены однолетние вероятности смерти (q_x) до предельного возраста включительно, т. е. до такого, при котором вероятность (q_x) делается равной единице.

Критерием удовлетворительности вычисленной кривой смертности служит, с одной стороны, сравнительная плавность ее, с другой, соответствие между смертностью исчисленной и наблюденной.

Для проверки плавности вычислены последовательные разности однолетних коэффициентов смертности до 3-го порядка включительно (плавность ряда коэффициентов смертности (m_x) вполне определяет плавность ряда вероятностей смерти (q_x).

Приводим таблицу разностей функции m_x для мужского пола.

Таблица 1

Карельская АССР

Мужской пол

Возраст	$10^5\,\Delta^8 m_x$		Возраст	$10^5\,\Delta^8 m_x$		Возраст	$10^5\,\Delta^8 m_x$		Возраст	$10^5\,\Delta^3 m_x$	
x	+	—	x	+	—	x	+	—	x	+	—
5	—	15	26	—	3	47	9	—	68	—	44
6	—	184	27	—	1	48	—	1	69	—	55
7	19	—	28	—	2	49	—	17	70	—	53
8	61	—	29	—	1	50	—	3	71	—	31
9	—	9	30	—	8	51	45	—	72	7	—
10	—	5	31	22	—	52	18	—	73	50	—
11	4	—	32	—	18	53	—	23	74	82	—
12	2	—	33	13	—	54	—	46	75	89	—
13	—	9	34	5	—	55	—	2	76	73	—
14	—	29	35	10	—	56	8	—	77	33	—
15	—	14	36	3	—	57	—	7	78	—	14
16	—	1	37	1	—	58	—	4	79	—	58
17	—	8	38	—	5	59	—	3	80	—	84
18	6	—	39	—	6	60	4	—	81	—	85
19	9	—	40	—	14	61	8	—	82	—	72
20	10	—	41	—	4	62	17	—	83	—	36
21	5	—	42	—	12	63	24	—	84	—	79
22	—	1	43	9	—	64	27	—	85	94	—
23	1	—	44	—	14	65	23	—	86	40	—
24	—	1	45	11	—	66	5	—	87	—	1
25	—	3	46	23	—	67	—	15			

Сравнительно малая величина разностей 3-го порядка и частота перемен их знака должны указывать на достаточную плавность ряда.

На основе рядов вероятностей смерти (q_x) вычислены и остальные элементы таблиц смертности.

Для проверки соответствия между смертностью исчисленной и наблюденной, на основании удвоенных данных численностей живущих по переписи 1926 г. и выравненных однолетних коэффициентов смертности, вычислены ожидаемые теоретические числа умерших.

Объединенные по семилетним[1] возрастным интервалам, числа эти приводим для сравнения с числами действительно умерших в эти промежутки возраста.

Таблица 2

Карельская АССР

Мужской пол

Возраст	Ожидаемое число умерших	Действительное число умерших	Разность	
			+	—
5—11	256	258	—	2
12—18	151	145	6	—
19-25	274	298	—	24
26—32	235	222	13	—
33—39	230	233	—	3
40—46	300	297	3	—
47—53	305	298	7	—
54—60	338	346	—	8
61—67	331	338	—	7
68—74	325	314	11	—
75—81	256	263	—	7
82—88	103	111	—	8
89—95	56	51	5	—
96—99	1	10	5	—
Всего (5—99)	3175	3184	50	59

В целях характеристики смертности населения Карельской АССР приведем некоторые сравнения со смертностью довоенной.

Для населения территории, соответствующей современной Карелии, общий коэффициент смертности (т. е. число умерших на 1000 населения) за 1908—1910 гг. был равен (в среднем) 33.9.

Общий коэффициент смертности населения Карельской АССР за 1926—1927 гг. равен 26.9.

Таким образом общий коэффициент смертности за этот период времени снизился на 20.6%.

[1] Величина возрастных интервалов при проверке умышленно избрана иная, чем в самом процессе построения таблицы.

Детская смертность в те же довоенные годы (1908—1910 гг.) достигала весьма значительной величины: на 100 родившихся умирало в возрасте до 1 года 30.3.

В 1926—1927 гг. на 100 родившихся умирало 23.6, и, следовательно, падение смертности выразилось в 22.1%.

Рамки и характер настоящей статьи не позволяют остановиться даже на основных факторах, лежащих в основе того значительного падения смертности, которое характеризует Советскую Карелию в сравнении с дореволюционным периодом. Богатый материал по этому вопросу читатель может найти в книге „Десять лет Советской Карелии".[1]

Несмотря, однако, на столь благоприятное изменение смертности в сравнении с довоенной, нельзя не указать, что современная переписи 1926 г. смертность населения Карелии, в сравнении со смертностью ряда районов Союза ССР, была еще довольно высока.

Таблица 3

Коэффициенты смертности стационарного населения по таблицам смертности за 1926—1927 гг.

Наименование территории	Мужской пол	Женский пол
Ленинградско-Карельский район (без г. Ленинграда)	23.95	20.48
Карельская АССР	27.62	23.80
Северный район	27.61	23.55
Московско-Промышленный подрайон (без г. Москвы)	23.99	20.35
Рязано-Тульский подрайон	24.04	20.99
Западный район	23.27	20.66
Центрально-Черноземный район	23.61	21.77
Средне-Волжский район	26.65	23.99
Нижне-Волжский район	23.27	20.96
Вятский район	31.31	27.64
Уральская область	28.94	25.45
Башкирская АССР	23.32	22.10
Крымская АССР	20.86	18.90
Северо-Кавказский край	22.99	21.49
Европейская часть РСФСР	24.86	21.93
Украинская ССР	22.02	20.48
Белорусская ССР	19.70	18.28
Сибирский край	25.52	23.15

Как видно из таблицы, по величине смертности Карелия стоит в одном ряду с районами — Северным, Вятским, Средне-Волжским, Уральской областью и Сибирским краем.

[1] Издание ЦИК АКССР. Петрозаводск. 1930.

Для анализа повозрастной смертности населения Карелии приведем некоторые из элементов таблиц смертности в сопоставлении с аналогичными из таблиц смертности Европейской части СССР и Ленинградско-Карельского района.

Таблица 4

Вероятности смерти 1000 q_x по таблицам смертности за 1926—1927 гг.

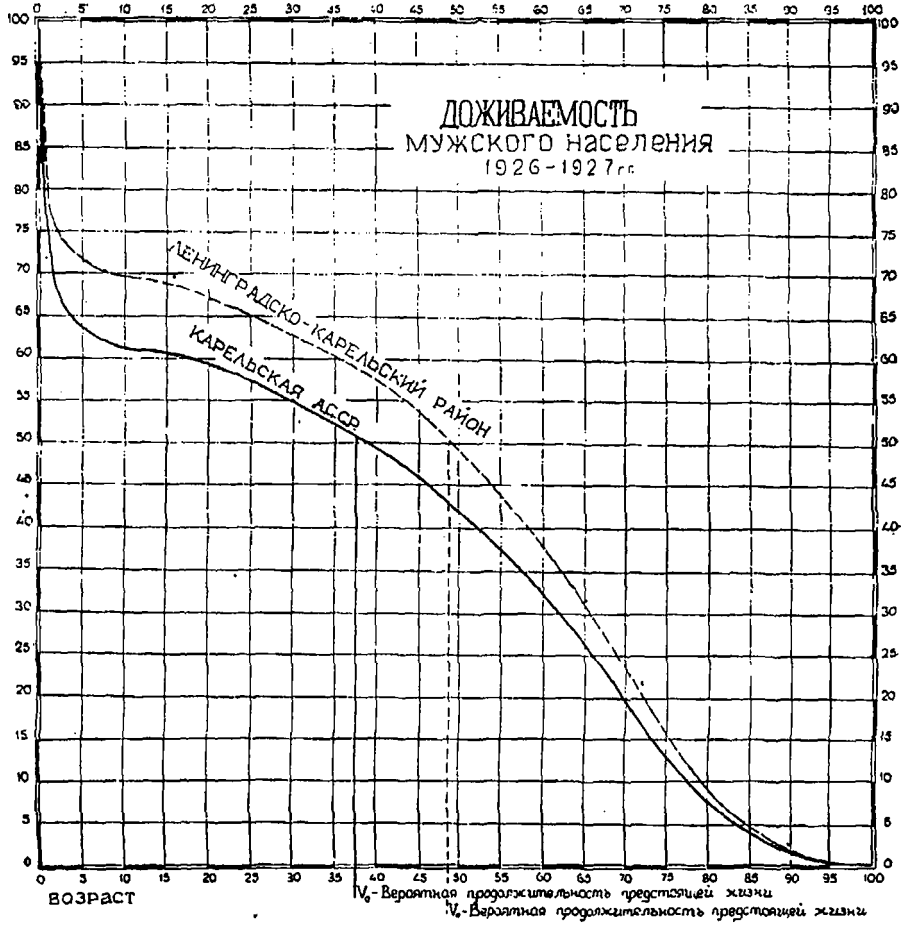
Возраст x	Мужской пол			Женский пол		
	Европ. части СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район
0	201.02	248.10	199.88	172.14	216.93	166.01
1	66.70	86.09	54.07	60.97	69.48	47.21
5	10.91	12.36	9.83	10.49	12.26	7.72
10	3.22	3.55	2.72	2.92	3.74	3.07
15	3.16	3.29	3.13	3.20	3.81	3.16
20	5.40	6.88	6.08	4.74	5.77	4.56
30	6.39	9.27	7.87	6.00	8.90	6.42
40	9.34	12.43	11.08	7.26	8.81	7.39
50	16.57	20.90	20.20	9.42	9.55	10.35
60	27.87	38.27	33.46	18.34	18.98	19.68
70	59.68	65.55	66.48	45.76	47.95	47.87
80	113.11	108.03	120.75	90.46	97.79	92.77

Таблица 5

Вероятности смерти в течение n лет для доживших до возраста x (1000 $_nq_x$) по таблицам смертности за 1926—1927 гг.

Возраст x	Мужской пол			Женский пол		
	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район
0	201.02	248.10	199.88	172.14	216.93	166.01
1	127.46	151.68	103.25	119.21	130.75	93.03
5	35.24	37.31	30.41	32.86	38.20	26.48
10	13.81	13.76	12.69	13.50	16.92	14.10
15	19.90	24.82	21.56	18.34	22.20	18.32
20	59.19	74.61	68.48	53.61	72.49	53.33
30	72.32	97.45	84.29	63.93	79.41	64.06
40	116.08	156.01	138.67	78.30	93.00	77.03
50	196.49	241.96	230.03	122.68	118.62	119.37
60	333.92	385.68	373.80	251.15	269.53	247.46
70	569.58	585.21	608.90	492.51	509.02	514.81
80	806.72	806.99	825.05	768.83	758.80	721.77

В приведенных таблицах вероятности смерти (q_x) для населения Карелии по всем указанным возрастным группам больше соответствующих вероятностей для населения Европейской части СССР и Ленинградско-Карельского района, исключая крайние старческие возрасты (мужск. пол).



Черт. 1.

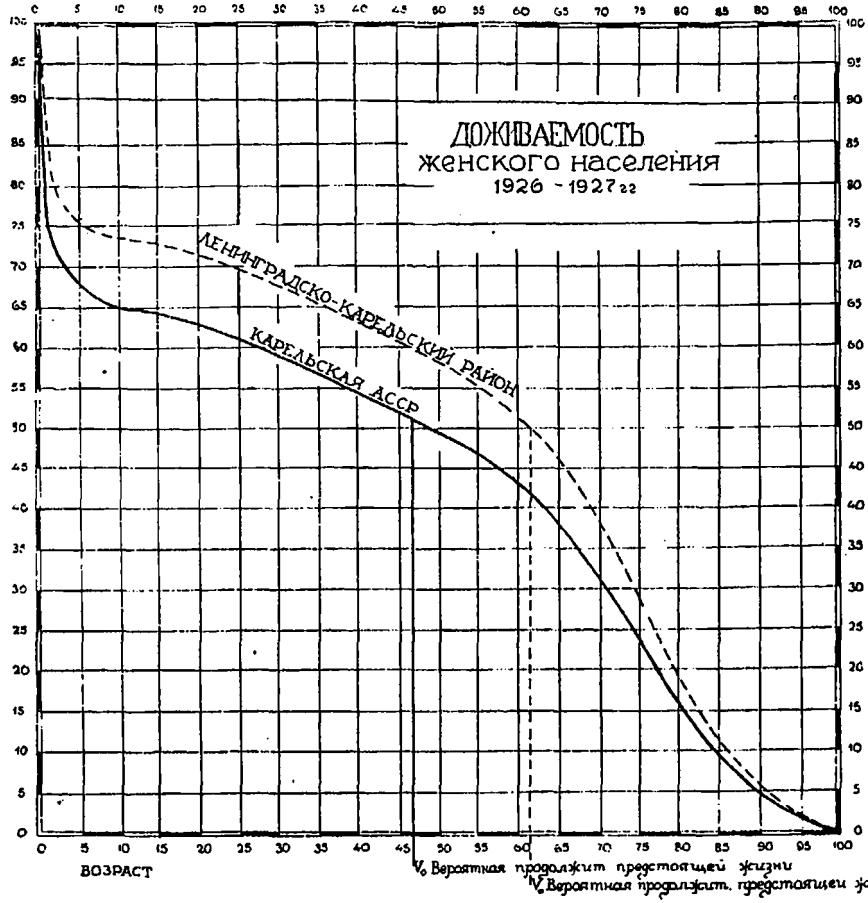
Сопоставление в крайних старческих возрастах не имеет существенного значения, так как разница в смертности может носить случайный характер. Полное отсутствие хотя бы относительно правильных данных об умерших и живущих в этих возрастах заставляло каждый раз прибегать (посредством того или иного метода) к искусственному продолжению кривой смертности, причем степень приближения вычисленной смертности к действительной измерялась суммарным сопоставлением ожидаемой смертности и наблюденной на всем вычисленном отрезке кривой.

Наибольшая разница в смертности наблюдается в детских возрастах — детская смертность в Карельской АССР выше детской

БИБЛИОТЕКА
КОММУНИСТИЧЕСКОЙ

смертности Европейской части СССР и Ленинградско-Карельского района.

С возрастом, разница эта быстро уменьшается и, как для мужского, так и для женского населения, снова увеличивается при приближении



Черт. 2.

к рабочему возрасту. При этом особо существенные различия между смертностью Карелии и средней смертностью СССР (Европ. часть) обнаруживаются в старших рабочих возрастах (50—60 лет мужск. п.).

Более высокая детская смертность Карельской АССР в сравнении со смертностью Европейской части СССР и Ленинградско-Карельского района, а также повышенная во всех последующих возрастах ставят в определенные соотношения другие элементы сравниваемых таблиц смертности—числа доживающих (см. фиг. 1 и 2) до возраста x (l_x) и среднюю продолжительность жизни (e^0_x).

Таблица 6

Числа доживающих (l_x)
(по таблицам смертности за 1926—1927 гг.)

Возраст x	Мужской пол			Женский пол		
	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район
0	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000	100.000
1	79.898	75.190	80.012	82.786	78.397	83.399
5	69.714	63.785	71.750	72.917	68.068	75.640
10	67.257	61.405	69.568	70.521	65.468	73.637
15	66.328	60.560	68.685	69.569	64.360	72.599
20	65.008	59.057	67.204	68.293	62.931	71.269
30	61.160	54.651	62.602	64.632	58.369	67.468
40	56.737	49.325	57.325	60.500	53.734	63.146
50	50.151	41.630	49.376	55.763	48.737	58.282
60	40.297	31.557	38.018	48.922	42 956	51.325
70	26.841	19.386	23.807	36.635	31.378	38.624
80	11.553	8.041	9.311	18.592	15.406	18.740

Таблица 7

Средняя продолжительность жизни (e_x^0)
(по таблицам смертности за 1926—1927 гг.)

Возраст x	Мужской пол			Женский пол		
	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район	Европ. часть СССР	Карельская АССР	Ленинград.-Карельск. район
0	41.93	36.21	41.75	46.79	42.02	48.83
1	51.40	47.04	51.10	55.46	52.57	57.49
5	54.72	51.25	52.84	58.79	56.29	59.25
10	51.65	48.16	49.44	55.72	53.45	55.81
15	47.34	43.80	45.04	51.45	49.33	51.57
20	43.24	39.84	40.97	47.36	45.39	47.48
30	35.65	32.64	33.60	39.75	38.52	39.86
40	28.02	25.61	26.22	32.12	31.42	32.25
50	20.99	19.36	19.57	24.41	24.13	24.51
60	14.85	13.85	13.86	17.07	16.65	17.11
70	9.65	9.40	9.04	10.96	10.77	10.94
80	6.05	6.11	5.76	6.77	6.72	7.30

Во всех указанных возрастах числа доживающих (l_x) и средняя продолжительность жизни (e_x^0) для населения Карельской АССР меньше соответствующих чисел для населения Европейской части СССР и Ленинградско-Карельского района.

Приведем еще сопоставление величин отсроченной временной средней продолжительности жизни новорожденных в рабочем (от 20—59 л.) и полурабочем (от 15—19 и 60—69 л.) возрастах, т. е. величин, показывающих число лет, которое новорожденному можно ожидать прожить в рабочем возрасте (в условиях смертности 1926—1927 г.).

Величины эти определяются по формуле

$$_{(n)t}e_0^0 = \frac{T_n - T_t}{l_0}$$

где $_{(n)t}e_0^0$ — искомая величина, l_0 — число родившихся по таблице смертности, $(T_n - T_t)$ — число лет, прожитых поколением родившихся на промежутке возраста от n до t лет.

Таблица 8

Отсроченная временная средняя продолжительность жизни новорожденного

В возрасте	Мужской пол			Женский пол		
	Европ. часть СССР	Ленинград.-Карельск. район	Карельская АССР	Европ. часть СССР	Ленинград.-Карельск. район	Карельская АССР
15—19 л.	3.29	2.73	2.40	3.45	2.88	2.55
20—59 „	22.13	21.88	18.84	23.99	24.54	20.98
60—69 „	3.39	2.87	2.35	4.34	4.16	3.45

Если год жизни в полурабочем возрасте условно принять (с народнохозяйственной точки зрения) равным половине года жизни в рабочем возрасте и сложить эти величины, то полученные числа будут показывать число рабочих лет, приходящееся на одного новорожденного в условиях смертности 1926—1927 гг.

Таблица 9

Число рабочих лет, ожидаемых в среднем от одного новорожденного

Район	Мужской пол	Женский пол
Европейская часть СССР	25.47	27.89
Ленинградско-Карельский район	24.68	28.06
Карельская АССР	21.22	23.99

E. GONTCHAROVA

MORTALITÉ ET DURÉE DE LA VIE DE LA POPULATION DE LA RÉPUBLIQUE AUTONOME SOVIÉTIQUE SOCIALISTE DE KARÉLIE (TABLES DE MORTALITÉ POUR LES ANNÉES 1926—1927)

Dans les tables de mortalité de la population de l'URSS publiées par le Gosplan en 1930 (S. Novosselski et V. Paevski. Mortalité et durée de la vie de la population de l'URSS. Tables de mortalité.) — l'immense territoire de l'URSS se trouve subdivisé en un nombre relativement restreint de régions de recensement. Ces régions, départagées suivant des caractéristiques essentielles de leur régime économique, n'y sont représentées par des tables spéciales que grosso modo pour la totalité de leur étendue. Dans ces conditions, la République ASS de Karélie, comprise à titre de partie intégrante dans la vaste région de Leningrad-Karélie, n'a pu y trouver une représentation indépendante et séparée de sa mortalité de l'époque.

Le présent travail qui fournit des tables de mortalité complètes pour la population de la République ASS de Karélie peut, en conséquence, être considéré comme un complément à la publication précitée.

Les tables sont dressées selon des procédés entièrement conformes à ceux mis en oeuvre sur les matériaux qui ont été disponibles pour la construction des tables de mortalité de la population de l'URSS entière, ce qui donne l'avantage de rendre possible dans tous les cas la comparaison et la juxtaposition des résultats obtenus.

La mortalité dans la République ASS de Karélie a très fortement baissé vers 1926—1927, à comparer avec les temps d'avant-guerre.

Il mourait par an sur 1000 habitants:

en 1908—1910 . . . . . 33.9
en 1926—1927 . . . . . 26.9

Néanmoins, à être comparée avec la mortalité déterminée pour toute la région de Leningrad-Karélie et avec la mortalité moyenne pour l'URSS (partie européenne) — la mortalité pour la Karélie se présente comme moins favorable.

Survivants (l_x) à l'âge x ($l_0 = 1000$)

Âge (x)	Sexe masculin			Sexe féminin		
	Partie européenne de l'URSS	Région de Leningrad—Karélie	République ASS de Karélie	Partie européenne de l'URSS	Région de Leningrad—Karélie	République ASS de Karélie
1 an	798	800	752	828	814	783
20 ans	650	672	591	683	713	629
50 „	502	494	416	558	583	487

Vie moyenne en années
(à la naissance)

	Sexe masculin	Sexe féminin
Partie européenne de l'URSS . .	41.93	46.79
Région de Leningrad-Karélie . . .	41.75	48.83
République ASS de Karélie . . .	36.21	42.02

ТАБЛИЦЫ СМЕРТНОСТИ

TABLES DE MORTALITÉ POUR LA POPULATION DE LA RÉPUBLIQUE ASS DE KARÉLIE

(pour les années 1926—1927)

Обозначения	Explications des signes
l_x — числа доживших до возраста x	l_x — survivants à l'âge x
d_x — числа умерших в возрасте от x до x + 1	d_x — décédés à l'âge de x à x + 1
q_x — вероятность умереть	q_x — probabilité de mort
p_x — вероятность остаться в живых	p_x — probabilité de survie
L_x — число лет, прожитых в возрасте от x до x + 1	L_x — contemporains d'une population stationnaire à l'âge de x
T_x — число лет жизни в возрасте x и выше	T_x — somme totale des années de vie restantes à l'âge de x
e_x° — средняя продолжительность жизни в годах	e_x° — vie moyenne
v_x — вероятная продолжительность жизни в годах	v_x — vie probable

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
				Мужской пол — Sexe masculin					
0	100 000	24 810	0.24810	0.75190	83 625	3 620 876	36.21	38.82	0
1	75 190	6 473	0.08609	0.91391	71 015	3 537 251	47.04	53.46	1
2	68 717	2 284	0.03324	0.96676	67 369	3 466 236	50.44	55.58	2
3	66 433	1 553	0.02338	0.97662	65 607	3 398 867	51.16	55.59	3
4	64 880	1 095	0.01688	0.98312	64 301	3 333 260	51.38	55.25	4
5	63 785	788	0.01236	0.98764	63 368	3 268 959	51.25	54.72	5
6	62 997	541	0.00859	0.99141	62 711	3 205 591	50.88	54.05	6
7	62 456	402	0.00644	0.99356	62 247	3 142 880	50.32	53.27	7
8	62 054	357	0.00576	0.99424	61 871	3 080 633	49.64	52.44	8
9	61 697	292	0.00474	0.99526	61 545	3 018 762	48.93	51.59	9
10	61 405	218	0.00355	0.99645	61 291	2 957 217	48.16	50.71	10
11	61 187	173	0.00282	0.99718	61 098	2 895 926	47.33	49.80	11
12	61 014	149	0.00244	0.99756	60 939	2 834 828	46.46	48.87	12
13	60 865	144	0.00237	0.99763	60 794	2 773 889	45.57	47.93	13
14	60 721	161	0.00265	0.99735	60 643	2 713 095	44.68	46.99	14
15	60 560	199	0.00329	0.99671	60 465	2 652 452	43.80	46.06	15
16	60 361	255	0.00422	0.99578	60 239	2 591 987	42.94	45.14	16
17	60 106	309	0.00514	0.99486	59 956	2 531 748	42.12	44.24	17
18	59 797	353	0.00590	0.99410	59 624	2 471 792	41.34	43.37	18
19	59 444	387	0.00651	0.99349	59 253	2 412 168	40.58	42.51	19
20	59 057	406	0.00688	0.99312	58 855	2 352 915	39.84	41.67	20
21	58 651	414	0.00706	0.99294	58 444	2 294 060	39.11	40.84	21
22	58 237	417	0.00716	0.99284	58 029	2 235 616	38.39	40.01	22
23	57 820	420	0.00727	0.99273	57 610	2 177 587	37.66	39.18	23
24	57 400	427	0.00744	0.99256	57 188	2 119 977	36.93	38.35	24
25	56 973	436	0.00766	0.99234	56 756	2 062 789	36.21	37.52	25
26	56 537	449	0.00794	0.99206	56 314	2 006 033	35.48	36.70	26
27	56 088	464	0.00827	0.99173	55 857	1 949 719	34.76	35.88	27
28	55 624	479	0.00861	0.99139	55 386	1 893 862	34.05	35.07	28
29	55 145	494	0.00895	0.99105	54 899	1 838 476	33.34	34.27	29
30	54 651	507	0.00927	0.99073	54 399	1 783 577	32.64	33.47	30
31	54 144	517	0.00954	0.99046	53 887	1 729 178	31.94	32.68	31
32	53 627	524	0.00977	0.99023	53 365	1 675 291	31.24	31.89	32
33	53 103	525	0.00989	0.99011	52 841	1 621 926	30.54	31.10	33
34	52 578	527	0.01002	0.98998	52 315	1 569 085	29.84	30.32	34
35	52 051	530	0.01018	0.98982	51 786	1 516 770	29.14	29.54	35
36	51 521	531	0.01030	0.98970	51 257	1 464 984	28.43	28.76	36
37	50 990	536	0.01052	0.98948	50 723	1 413 727	27.73	27.98	37

(Продолжение)

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
38	50 454	552	0.01094	0.93906	50 180	1 363 004	27.01	27.20	38
39	49 902	577	0.01157	0.98843	49 617	1 312 824	26.31	26.43	39
40	49 325	613	0.01243	0.93757	49 022	1 263 207	25.61	25.67	40
41	48 712	656	0.01347	0.98653	48 383	1 214 185	24.93	24.92	41
42	48 056	703	0.01462	0.93538	47 709	1 165 797	24.26	24.19	42
43	47 353	746	0.01575	0.98425	46 983	1 118 088	23.61	23.49	43
44	46 607	784	0.01683	0.98317	46 218	1 071 105	22.98	22.80	44
45	45 823	812	0.01772	0.98228	45 419	1 024 887	22.37	22.12	45
46	45 011	834	0.01853	0.98147	44 595	979 468	21.76	21.46	46
47	44 177	844	0.01911	0.98089	43 756	934 873	21.16	20.80	47
48	43 333	848	0.01957	0.98043	42 909	891 117	20.56	20.15	48
49	42 485	855	0.02013	0.97987	42 059	818 208	19.96	19.50	49
50	41 630	870	0.02090	0.97910	41 197	806 149	19.36	18.85	50
51	40 760	891	0.02185	0.97815	40 317	764 952	18.77	18.20	51
52	39 869	910	0.02282	0,97718	39 415	724 635	18.18	17.56	52
53	38 959	926	0.02377	0.97623	38 498	685 220	17.59	16.92	53
54	38 033	957	0.02516	0.97484	37 558	646 722	17.00	16.29	54
55	37 076	1 006	0.02714	0.97286	36 577	609 164	16.43	15.67	55
56	36 070	1 064	0.02951	0.97049	35 542	572 587	15.87	15.06	56
57	35 006	1 113	0.03179	0.96821	34 454	537 045	15.34	14.48	57
58	33 893	1 152	0.03399	0.96601	33 320	502 591	14.83	13.91	58
59	32 741	1 184	0.03617	0.96383	32 151	469 271	14.33	13.36	59
60	31 557	1 208	0.03827	0.96173	30 955	437 120	13.85	12.82	60
61	30 349	1 222	0.04025	0.95975	29 739	406 165	13.38	12.29	61
62	29 127	1 226	0.04208	0.95792	28 514	376 426	12.92	11.78	62
63	27.901	1 222	0.04380	0.95620	27 289	347 912	12.47	11.28	63
64	26 679	1 214	0.04549	0.95451	26 071	320 623	12.02	10.79	64
65	25 465	1 205	0.04731	0.95269	24 862	294 552	11.57	10.31	65
66	24 260	1 201	0.04949	0.95051	23 660	269 690	11.12	9.84	66
67	23 059	1 206	0.05228	0.94772	22 457	246 030	10.67	9.39	67
68	21 853	1 222	0.05590	0.94410	21 244	223 573	10.23	8.96	68
69	20 631	1 245	0.06037	0.93963	20 011	202 329	9.81	8.57	69
70	19 386	1 271	0.06555	0,93445	18 753	182 318	9.40	8.20	70
71	18 115	1 287	0.07102	0.92898	17 473	163 565	9.03	7.88	71
72	16 828	1 283	0.07627	0,92373	16 186	146 092	8.68	7.59	72
73	15 545	1 256	0.08080	0.91920	14 914	129 906	8.36	7.31	73
74	14 289	1 205	0.08435	0.91565	13 682	114 992	8.05	7.03	74
75	13 084	1 138	0.08699	0.91301	12 509	101 310	7.74	6.75	75

(Продолжение)

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
76	11 946	1 065	0.08919	0.91081	11 408	88 801	7.43	6.44	76
77	10 881	998	0.09168	0.90832	10 377	77 393	7.11	6.11	77
78	9 883	942	0.09530	0.90470	9 408	67 016	6.78	5.76	78
79	8 941	900	0.10066	0.89934	8 488	57 608	6.44	5.40	79
80	8 041	869	0.10803	0 89197	7 605	49 120	6.11	5.04	80
81	7 172	841	0.11724	0.88276	6 749	41 515	5.79	4.71	81
82	6 331	809	0.12772	0.87228	5 924	34 766	5.49	4.41	82
83	5 522	766	0.13872	0.86128	5 135	28 842	5.22	4.14	83
84	4 756	711	0.14947	0 85053	4 396	23 707	4.98	3.91	84
85	4 045	645	0.15937	0.84063	3 717	19 311	4.77	3.73	85
86	3 400	572	0.16817	0.83183	3 108	15 594	4.59	3.59	86
87	2 828	496	0.17524	0.82476	2 574	12 486	4.42	3.46	87
88	2 332	423	0.18138	0.81862	2 115	9 912	4.25	3.35	88
89	1 909	357	0.18696	0.81304	1 726	7 797	4.08	3.24	89
90	1 552	298	0.19196	0.80804	1 398	6 071	3.91	3.11	90
91	1 254	249	0.19882	0.80118	1 126	4 673	3.73	2.97	91
92	1 005	209	0.20780	0.79220	898	3 547	3.53	2.83	92
93	796	174	0.21891	0.78109	706	2 649	3.33	2.68	93
94	622	144	0.23214	0.76786	548	1 943	3.12	2.51	94
95	478	118	0.24748	0.75252	417	1 395	2.92	2.34	95
96	360	96	0.26495	0.73505	311	978	2.72	2.16	96
97	264	75	0.28455	0.71545	225	667	2.52	1.98	97
98	189	58	0.30626	0.69374	159	442	2.34	1.85	98
99	131	43	0.33009	0.66991	109	283	2.16	1.71	99
100	88	31	0.35605	0.64395	71	174	1.99	1.58	100

Женский пол — Sexe féminin

0	100 000	21 693	0.21693	0.78307	85 683	4 202 170	42.02	47.31	0
1	78 307	5 441	0.06948	0.93052	74 782	4 116 487	52.57	63.01	1
2	72 866	2 366	0 03247	0.96753	71 514	4 041 705	55.47	64.29	2
3	70 500	1 389	0.01970	0.98030	69 751	3 970 191	56.31	64.21	3
4	69 111	1 043	0.01509	0.98491	68 567	3 900 440	56.44	63.74	4
5	68 068	835	0.01226	0.98774	67 633	3 831 873	56.29	63.12	5
6	67 233	613	0.00912	0.99088	66 912	3 764 240	55.99	62.42	6
7	66 620	480	0.00720	0.99280	66 370	3 697 328	55.50	61.65	7
8	66 140	368	0.00556	0.99444	65 949	3 630 958	54.90	60.82	8
9	65 772	304	0.00462	0.99538	65 615	3 565 009	54.20	59.95	9

(Продолжение)

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
10	65 468	245	0.00374	0.99626	65 342	3 499 394	53.45	59.06	10
11	65 223	212	0.00325	0.99675	65 115	3 434 052	52.65	58.14	11
12	65 011	203	0.00313	0.99687	64 910	3 368 937	51.82	57.22	12
13	64 808	215	0.00332	0.99668	64 702	3 304 027	50.98	56.29	13
14	64 593	233	0.00360	0.99640	64 478	3 239 325	50.15	55.36	14
15	64 360	245	0.00381	0.99619	64 239	3 174 847	49.33	54.44	15
16	64 115	256	0.00400	0.99600	63 988	3 110 608	48.52	53.53	16
17	63 859	279	0.00437	0.99563	63 722	3 046 620	47.71	52.62	17
18	63 580	310	0.00487	0.99513	63 428	2 982 893	46.92	51.71	18
19	63 270	339	0.00536	0.99464	63 103	2 919 470	46.14	50.82	19
20	62 931	363	0.00577	0.99423	62 752	2 856 367	45.39	49.94	20
21	62 568	385	0.00615	0.99385	62 378	2 793 615	44.65	49.06	21
22	62 183	408	0.00656	0.99344	61 981	2 731 237	43.92	48.19	22
23	61 775	429	0.00695	0.99305	61 563	2 669 256	43.21	47.33	23
24	61 346	450	0.00734	0.99266	61 123	2 607 693	42.51	46.47	24
25	60 896	471	0.00774	0.99226	60 663	2 546 570	41.82	45.62	25
26	60 425	491	0.00812	0.99188	60 182	2 485 907	41.14	44.77	26
27	59 934	508	0.00847	0.99153	59 681	2 425 725	40.47	43.94	27
28	59 426	526	0.00885	0.99115	59 164	2 366 044	39.81	43.10	28
29	58 900	531	0.00902	0.99098	58 635	2 306 880	39.17	42 27	29
30	58 369	519	0.00890	0.99110	58 109	2 248 245	38.52	41.44	30
31	57 850	498	0.00860	0.99140	57 599	2 190 136	37.86	40.61	31
32	57 352	478	0.00833	0.99167	57 111	2 132 537	37.18	39.77	32
33	56 874	456	0.00802	0.99198	56 644	2 075 426	36.49	38.92	33
34	56 418	442	0.00783	0.99217	56 196	2 018 782	35.78	38.07	34
35	55 976	439	0.00785	0.99215	55 757	1 962 586	35.06	37.21	35
36	55 537	445	0.00802	0.99198	55 315	1 906 829	34.33	36.34	36
37	55 092	449	0.00815	0.99185	54 868	1 851 514	33.61	35.48	37
38	54 643	451	0.00825	0.99175	54 418	1 796 646	32.88	34.62	38
39	54 192	458	0.00845	0.99155	53 964	1 742 228	32.15	33.77	39
40	53 734	473	0.00881	0.99119	53 499	1 688 264	31.42	32.91	40
41	53 261	493	0.00925	0.99075	53 017	1 634 765	30.69	32.06	41
42	52 768	511	0.00968	0.99032	52 515	1 581 748	29.98	31.21	42
43	52 257	533	0 01020	0.98980	51 992	1 529 233	29.26	30.36	43
44	51 724	541	0.01046	0.98954	51 454	1 477 241	28.56	29.53	44
45	51 183	529	0.01033	0.98967	50 917	1 425 787	27.86	28.70	45
46	50 654	505	0.00996	0.99004	50 400	1 374 870	27.14	27.86	46
47	50 149	485	0.00967	0.99033	49 905	1 324 470	26.41	27.01	47

(Продолжение)

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
48	49 664	468	0.00942	0.99058	49 429	1 274 565	25.66	26.16	48
49	49 196	459	0.00934	0.99066	48 967	1 225 136	24.90	25.30	49
50	48 737	465	0.00955	0.99045	48 506	1 176 169	24.13	24.44	50
51	48 272	482	0.00999	0.99001	48 033	1 127 663	23.36	23.59	51
52	47 790	502	0.01051	0.98949	47 541	1 079 630	22.59	22.73	52
53	47 288	528	0.01117	0.98883	47 026	1 032 089	21.83	21.89	53
54	46 760	553	0.01183	0.98817	46 486	985 063	21.07	21.05	54
55	46 207	579	0.01253	0.98747	45 920	938 577	20.31	20.21	55
56	45 628	606	0.01329	0.98671	45 328	892 657	19.56	19.39	56
57	45 022	639	0.01420	0.98580	44 706	847 329	18.82	18.58	57
58	44 383	684	0.01541	0.98459	44 045	802 623	18.08	17.77	58
59	43 699	743	0.01700	0.98300	43 333	758 578	17.36	16.98	59
60	42 956	815	0.01898	0.98102	42 556	715 245	16.65	16.20	60
61	42 141	901	0.02139	0.97861	41 698	672 689	15.96	15.45	61
62	41 240	993	0.02408	0.97592	40 751	630 991	15.30	14.73	62
63	40 247	1 078	0.02679	0.97321	39 715	590 240	14.67	14.03	63
64	39 169	1 152	0.02941	0.97059	38 599	550 525	14.06	13.36	64
65	38 017	1 214	0.03194	0.96806	37 415	511 926	13.47	12.72	65
66	36 803	1 271	0.03453	0.96547	36 173	474 511	12 89	12.09	66
67	35 532	1 327	0.03734	0.96266	34 874	438 338	12.34	11.49	67
68	34 205	1 386	0.04052	0.95948	33 517	403 464	11.80	10.91	68
69	32 819	1 441	0.04390	0.95610	32 104	369 947	11.27	10.35	69
70	31 378	1 505	0.04795	0.95205	30 631	337 843	10.77	9.82	70
71	29 873	1 556	0.05209	0.94791	29 099	307 212	10.28	9.31	71
72	28 317	1 596	0.05635	0.94365	27 522	278 113	9.82	8.83	72
73	26 721	1 624	0.06076	0.93924	25 911	250 591	9.38	8.37	73
74	25 097	1 640	0.06534	0.93466	24 278	224 680	8.95	7.93	74
75	23 457	1 645	0.07011	0.92989	22 635	200 402	8.54	7.52	75
76	21 812	1 638	0.07510	0.92490	20 992	177 767	8.15	7.12	76
77	20 174	1 621	0.08034	0.91966	19 362	156 775	7.77	6.75	77
78	18 553	1 593	0.08584	0.91416	17 754	137 413	7.41	6.39	78
79	16 960	1 554	0.09165	0.90835	16 179	119 659	7.06	6.04	79
80	15 406	1 507	0.09779	0.90221	14 649	103 480	6.72	5.72	80
81	13 899	1 449	0.10428	0.89572	13 170	88 831	6.39	5.41	81
82	12 450	1 384	0.11116	0.88884	11 752	75 661	6.08	5.10	82
83	11 066	1 311	0.11844	0.88156	10 405	63 909	5.78	4.82	83
84	9 755	1 231	0.12617	0.87383	9 133	53 504	5.48	4.55	84
85	8 524	1 145	0.13438	0.86562	7.945	44 371	5.21	4.30	85

(Продолжение)

Возраст x	l_x	d_x	q_x	p_x	L_x	T_x	e_x^0	v_x	Возраст x
86	7 379	1 056	0.14310	0.85690	6 843	36 426	4.94	4.04	86
87	6 323	963	0.15235	0.84765	5 834	29 583	4.68	3.81	87
88	5 360	869	0.16217	0.83783	4 918	23 749	4.43	3.60	88
89	4 491	775	0.17260	0.82740	4 096	18 831	4.19	3.38	89
90	3 716	682	0.18365	0 81635	3 367	14 735	3.97	3.18	90
91	3 034	593	0.19538	0.80462	2 731	11 368	3.75	2.98	91
92	2 441	507	0.20782	0.79218	2 181	8 637	3.54	2.81	92
93	1 934	427	0.22099	0.77901	1 715	6 456	3 34	2.65	93
94	1 507	354	0.23494	0.76506	1 324	4 741	3.15	2.48	94
95	1 153	288	0.24969	0.75031	1 004	3 417	2.96	2.33	95
96	865	229	0.26531	0.73469	746	2 413	2.79	2.18	96
97	636	179	0.28180	0.71820	543	1 667	2.62	2.02	97
98	457	137	0.29922	0.70077	386	1 124	2.46	1.89	98
99	320	102	0.31761	0.68239	266	738	2.31	1.74	99
100	218	73	0.33700	0.66300	179	472	2.17	1.69	100